

中国式现代化、中国特色社会主义制度与现代财政制度

Chinese Modernization, Socialist System with Chinese Characteristics and Modern Financial System

匡小平 熊高鹏

KUANG Xiao-ping XIONG Gao-peng

[摘要] 中国现代财政制度建设在自身历史和国情所形成的国家制度框架下嵌入到了中国式现代化进程中。笔者通过梳理中国式现代化—中国特色社会主义制度—现代财政制度的逻辑脉络, 研究认为, 立足新时代新征程, 为推动中国式现代化进程, 现代财政制度既要成为协调国家与社会、市场关系的纽带, 又要成为国家治理能力建设和国家认同建设的有效制度安排, 进一步增强国家秩序能力、国家赋权能力和国家创新能力等国家治理能力, 维护中国式现代化的领导主体和道路性质, 支撑构建强国家—强社会的格局, 促进有为政府和有效市场相结合。在中国特色社会主义制度建设逻辑下, 现代财政制度建设遵循根本制度要求, 受基本制度制约和影响, 同时支撑和影响重要制度的效能。基于以上双重逻辑, 我国现代财政制度建设应以服务于社会主义现代化强国为建设主题, 以统筹发展与安全为建设主线, 以提升国家治理效能为建设重点。

[关键词] 中国式现代化 中国特色社会主义制度 现代财政制度 国家治理

[中图分类号] F812.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 09-0003-12

Abstract: The construction of China's modern fiscal system is embedded in the process of Chinese-style modernization under the national institutional framework formed by its own history and national conditions. By sorting out the logic of modernization of Chinese style-socialist system of Chinese characteristics-modern fiscal system, the study concludes that, based on the new journey of the new era, in order to promote the process of modernization of Chinese style, the modern fiscal system should not only become a link to coordinate the relationship between the state, society and market, but also become an effective institutional arrangement for national governance capacity building and national identity building, further enhance national order capacity, national empowerment capacity and national innovation capacity and other national governance capacities, and support the building of a strong state. The modern fiscal system should become an effective institutional arrangement for coordinating the relationship between the state and society and building national identity, further enhancing the national governance capacity such as national order capacity, national empowerment capacity and national innovation capacity, maintaining the nature of the leading subject and path of Chinese-style modernization, supporting the construction of a strong state-society pattern, and promoting the combination of a competent government and an effective market. Under the logic of building a socialist system with Chinese characteristics, the construction of a modern financial system follows the requirements of the fundamental system, is constrained and influenced by the basic system, and at the same time supports and influences the effectiveness of the important system. Based on the above dual logic, the construction of China's modern financial system should be built with the construction theme of serving a strong socialist modern state, the construction thread of integrating development and security, and the construction focus of enhancing the effectiveness of national governance.

Key words: Chinese modernization Socialist system with Chinese characteristics Modern financial system National governance

[收稿日期] 2023-06-01

[作者简介] 匡小平, 男, 1962年7月生, 江西财经大学财税与公共管理学院教授, 博士生导师, 研究方向为财政理论与政策; 熊高鹏, 男, 1993年9月生, 江西财经大学财税与公共管理学院博士研究生, 研究方向为财政理论与政策。本文通讯作者为熊高鹏, 联系方式为 543889052@qq.com。

[基金项目] 国家社科基金重大招标项目“新时代财政制度现代化的目标、难点与实现路径研究”(项目编号: 18ZDA098); 江西省教育厅科学技术研究项目“专项债服务乡村振兴的内在机制及其贡献”(项目编号: GJJ2200543)。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、问题的提出与文献综述

一个国家选择什么样的现代化道路，是由其历史传统、社会制度、发展条件、外部环境等诸多因素决定的。中国式现代化道路的探索经历了革命、建设和改革三个重要历史时期，经过党的十八大以来在理论和实践上的创新突破，中国共产党成功推进和拓展了中国式现代化。党的二十大报告从战略和全局高度擘画了中国式现代化的宏伟蓝图，提出以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴。

财政作为国家治理的基础和重要支柱，是实现国家意志与战略的关键工具，在中国式道路的探索和实践发挥着重要作用，既促进了中国式现代化道路的形成，又构成了中国式现代化道路形成的内在激励。从发展和改革视角看，财政在整个经济体制改革过程中提供着改革动力、承担改革成本和保障改革方向等特殊职能；财政通过自身制度的适用性和包容性，为中国式现代化道路提供了制度激励和发展动力，推动“物”和“人”的发展，可以说，财政是理解和阐述中国式现代化道路的重要视角（吕炜和靳继东，2022^[1]）。党的二十大报告提出，“健全现代预算制度，优化税制结构，完善财政转移支付体系”为构建高水平社会主义市场经济体制、全面建设社会主义现代化国家提供有力保障。现代财税体制与社会主义市场经济和现代国家治理相匹配，本质是中国式现代化财税体制（高培勇，2023^[2]）。财政改革内嵌于国家治理结构之中，牵一发而动全身，是处理集权与分权、稳定与发展、公平与效率、活力与秩序等关系的重要制度安排，健全与中国式现代化相适应的现代财政制度是全面建设社会主义现代化强国的内在要求。

从财政与现代化进程的互动研究来看，财政在现代化进程中扮演着重要角色，既是观察国家现代化建设的一个重要维度，也是国家能力建设的主要内容之一，然而由于各国面临的历史条件和基本国情不同，财政制度与国家现代化进程之间的互动存在差异。从财政与西方现代化进程的互动来看，通过财政改革推动国家的现代化进程，再通过国家现代化推进经济和社会现代化，是许多发达国家推进现代化进程中的一般规律（刘晓路，2014^[3]）。解决财政危机的不同财政汲取策略导致不同的政治后果，影响着西方资本主义近代国家形成和制度演进方向和方式，英国采取

“协商式”的议会改革以权力妥协换收入，保证了英国权力渐进式转移，而法国通过强化专制权力加重税负，使法国走向激进的资本主义革命的道路（道格拉斯·诺思，1994^[4]）。近代以来，西方国家在推进现代化进程中经历了两次现代财政制度转型：第一次是从“领土国家”转向“税收国家”，并形成了“征税—代议制模式”；第二次是从“税收国家”转向“预算国家”。这两次转向改变了财政汲取与支出的方式，重塑了国家和社会互动模式，进而提升了国家的治理质量，推动了西式资本主义民主国家的构建（Schumpeter, 1991^[5]；Moore, 2004^[6]）。从财政与我国现代化进程的互动来看，财政制度建设一直推进是中国推进现代国家建设的关键环节和动力源泉。孔飞力（2013）^[7]认为解决财政在中央与地方之间的分配冲突是中国现代国家构建的关键议程之一。贺冬航（2021）^[8]将构建可持续的财政或国家财政汲取能力作为近代以来中国现代国家建设的核心要素之一。然而，不同于西方国家现代化转型是从税收法定、公共预算开始的，中国财政制度尤其是预算现代化是伴随着近代以来的民主政治的发展中孕育出现的，这很大程度上源于中西方在经济基础、政治制度和文化传统等方面的差异（任晓兰，2014^[9]）。中国推进现代化建设以中国共产党为领导核心，以国家独立性和政治自主性为前提，财政始终服从和服务于社会主义现代化强国建设，同时财税体制的调整和优化必须基于各阶段现代化强国建设的中心任务，新中国成立以来中国财政制度经历了从嵌入企业，到嵌入经济再到嵌入社会的转变过程（吕炜和靳继东，2019^[10]；吕冰洋，2021^[11]）。改革开放以来，为与社会主义市场经济体制和国家治理现代化相适应，中国向税收国家和预算国家的转型成为当前现代国家建设的重要形态。一方面，国有财政转向多种所有制财政使得税收国家开始形成，深刻地重塑了国家与社会的关系（马骏，2011^[12]）；另一方面，国家治理逻辑转变推动了预算国家的形成和发展，现代预算制度成为建设社会主义民主政治、提升国家治理效能的重要制度安排（王绍光和马骏，2008^[13]；马蔡琛，2019^[14]）。此外，2006年全面取消农业税符合构建现代国家建设需要，是强化国家合法性和国家认同的内在要求，但也重塑了国家与农民的关系，同时使基层政府从“汲取型”走向“悬浮型”（徐勇，2006^[15]；周飞

舟, 2006^[16])。

从财政与国家治理研究来看, 国家治理体系和国家治理能力是研究国家治理的两个重要维度。然而, 现有关于现代财政制度与国家治理的研究, 一方面基于国家治理的特征或时代背景视角 (岳军和王杰茹, 2015^[17]; 刘尚希, 2018^[18]), 另一方面基于国家治理能力视角 (付敏杰, 2018^[19]; 吕冰洋, 2018^[20]; 陈龙, 2020^[21]), 忽视了国家治理体系 (即党领导下管理国家的制度体系或中国特色社会主义制度体系) 与现代财政制度的内在联系。党的二十大报告指出, 中国特色社会主义是中国式现代化的本质要求之一。中国特色社会主义制度是实现中国式现代化的根本保证, 深化财税改革只有全面匹配中国特色社会主义制度, 才能更好地支撑实现中国式现代化的目标。刘晓路和郭庆旺 (2016)^[22] 基于财政学 300 年的发展分析, 发现财政理论与实践的发展是基于国情, 是演化而非进化的产物, 应重视财政活动与国家制度的互动作用。付敏杰 (2020)^[23] 认为现代财政制度、现代化经济体系和现代国家治理体系是新时代我国建设现代化强国的“三大支柱”。站在新的历史方位上, 学者们强调现代财政制度是中国特色社会主义制度的“重要组成部分”或“基础性和支撑性要素” (陈共, 2020^[24]; 郭庆旺, 2017^[25]), 对根本制度、基本制度、重要制度具有基础、支柱和保障作用。高培勇 (2023)^[2] 认为, 随着财税体制由经济体制组成部分到国家治理体系组成部分的根本性变化, 这根本上摆正了财税体制在中国特色社会主义制度体系中的位置, 因而建立现代财税体制应从中国特色社会主义制度体系高度全面理解。

综上所述, 现代国家建设和崛起离不开财政力量, 构建现代财政制度是整个国家现代化进程中的一个重要环节。一方面, 国内外文献都将财政制度建设作为国家现代化建设的核心重要组成部分, 然而, 由于国家之间面临的历史条件和基本国情不同, 财政制度与国家现代化建设之间的互动存在差异, 西方国家的财政改革推动了西式资本主义民主国家的建设, 而我国财政制度建设是在近代以来的民主政治的发展中孕育出现的, 始终围绕党和国家事业中心任务。另一方面, 财政与国家治理体系具有高度的适应性和融洽性, 不同于财政与国家治理能力的研究, 现有研究关于财政与国家治理体系或国家制

度受到的重视更少, 国家治理体系对现代财政制度的塑造尚不清晰。

基于此, 本文的贡献可能有两个方面: 从研究视角看, 本文结合二十大报告精神, 试图回到我国现代化道路的具体情境, 通过梳理中国式现代化—中国特色社会主义制度—现代财政制度的逻辑脉络 (见图 1), 理解中国式现代化、中国特色社会主义制度与我国现代财政制度建设的关系。这有助于强化中国式现代化道路的内在激励, 并将财税作为中国特色社会主义制度的基础性和支撑性要素加以塑造。从研究内容来看, 立足新时代新征程, 明确推动中国式现代化的财政动力; 系统梳理了现代财政制度与中国特色社会主义制度体系的内在联系; 基于中国式现代化建设逻辑和中国特色社会主义制度建设逻辑, 探讨我国现代财政制度建设的路径选择。

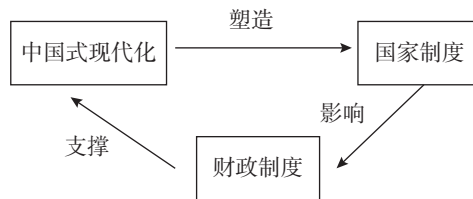


图 1 中国式现代化、国家制度与我国现代财政制度建设的分析框架

二、新时代新征程推动中国式现代化的财政动力

党的二十大报告指出, 中国式现代化具有人口规模巨大、全体人民共同富裕、物质文明和精神文明相协调、人与自然和谐共生、走和平发展道路五个方面的鲜明特色。这一重要论述强调了中国式现代化的初始禀赋, 以及人与社会、人与自我、人与自然、中国与世界在发展质量和成效的描述, 并具体体现在“五位一体”总体布局的各个方面 (韩保江和李志斌, 2022^[26]; 张亚光和毕悦, 2023^[27])。财政嵌入国家治理的“五位一体”总体布局之中, 在推动中国式现代化道路中发挥着引领与保障发展的关键作用。我国现代财政制度 (现代化财税体制) 本质是中国式现代化财税体制, 完善现代财政制度有助于强化中国式现代化道路的内在激励。党的十八大以来, 中国共产党领导下的民主法治建设、国家现代化转型、实现求强求富的中华民族复兴奋斗目标取得了历史性成就, 在这一过程中, 财政制度的有效性供给, 既提供了强大的财政汲取能力, 又实现了对经济社

会发展的重要支撑。新时代新征程上推动和拓展中国式现代化，现代财政制度既要成为协调国家与社会、市场关系的纽带，又要成为国家治理能力建设与国家认同建设的有效制度安排。具体而言，现代财政制度建设应进一步增强国家秩序能力、国家赋权能力和国家创新能力等国家治理能力，维护中国式现代化的领导主体和道路性质，支撑构建强国—强社会的格局，促进有为政府和有效市场相结合，建设国家治理型财政体制，实现对中国式现代化的有效支撑。

（一）现代财政制度建设是国家治理能力建设的重要内容

国家现代化是整个现代化进程的核心，实现国家现代化是一个不断强化国家能力的过程，其中增强国家能力是现代财政制度建设的第一要务（刘晓路，2014^[3]）。虽然对国家能力的划分尚未有定论，但国家财政汲取能力是衡量国家能力最重要的指标和现代国家建设的主要任务已形成共识，国家财政汲取能力的下降将导致国家宏观调控能力下降，引发社会危机，甚至造成现代国家建设的失败（Besley 和 Persson，2011^[28]；乔尔·S. 米格代尔，2009^[29]）。

考察新中国成立以来我国财政体制演变，增强国家财政汲取能力一直是财政建设的核心内容，是实现国家现代化的首要问题。在社会主义革命和建设时期，国家依靠统收统支的财政体制，加强了对社会资源的汲取能力，有效支持了工业体系建设，也有效应对了国内外安全威胁。在改革开放和社会主义现代化建设时期，改革开放初期推行的“分灶吃饭”财政体制削弱了中央财政权威和汲取能力，国家宏观调控能力受到威胁。进一步地，1994年推行的分税制成功地扭转了“两个比重”下降和提升了国家调控能力。在新时代，保持财政收入比重基本稳定或保持财政汲取能力的稳定是现代财政制度建设的基本前提。然而，国家有效治理是中国式现代化得以快速持续发展的关键，推进中国式现代化道路离不开国家治理现代化。随着新时代财税改革由适应市场转向匹配国家治理，不能仅关注财政汲取能力，还应从财政支撑国家治理体系和治理能力现代化建设视角出发，重点关注财政对国家治理能力的支撑作用。国家能力与国家治理能力两个概念内涵基本一致，国家治理能力包括国家秩序能力、国家赋权能力和国家创新能力

（高奇琦，2023^[30]），这三种能力的提升都需要以财政制度作为基础性和支撑性要素。

国家秩序能力更多体现为国家的政治控制能力，在现代化进程中，市场化改革和向数字社会的转型加剧了社会失序，国家需要通过暴力机器和财政系统实现对社会资源的获取，实现政治稳定和社会有序，这里实际上强调建设国家现代化建设所需的财政汲取能力对维护国家秩序的支撑作用。国家赋权能力主要涉及分配，包括提供公共物品和保障公众权利。一方面，公共性是财政的本质属性，满足社会公共需要是现代财政制度的基本功能，财政通过财政支出、转移支付提供公共物品是增强国家赋权能力的应有之义。此外政府提供公共品弥补市场失灵也是经典财政学所强调的。另一方面，由于现代财政制度充当国家治理的重要支柱，在其他国家治理活动中起着引导性和推动作用，在保障公众权利方面，财政是一个重要平台。如通过税收法定保护公众财产权，通过基本公共服务均等化保护公众机会均等权，通过预算公开、公众参与预算监督保障公众政治参与权等。国家创新能力主要涉及社会财富的再创造及再分配。为提升社会财富的再创造，一方面，合理的中央与地方财政关系能够有效激发地方政府的发展动力，是推动国家经济发展的内在机制。此外，调整税制结构、规范各类税收优惠政策、健全以增值税为主体的流转税制度等财税手段有助于激励地方政府和微观经济主体、维护市场公平竞争的功能，支撑构建新发展格局，推动经济高质量发展。另一方面，财税政策是国家宏观调控的重要手段，通过加大财政科技投入、税收优惠、政府采购、财政贴息等方式支持基础研究、企业技术创新、科技成果转化，有助于以财税政策特有的引导、激励、协调、化险等功能，促进国家创新驱动型发展方式的形成。为加强社会财富再分配，保护处于分配弱勢的群体，可以通过优化税收、社会保障、转移支付等方式提升再分配的调节能力和精准度。

（二）现代财政制度建设是国家认同建设的重要支撑

从我国政权合法性建构看，中国共产党在以党建国、以党治国中建立了政权的合法性，赢得人民拥护、巩固长期执政地位是党执政后的一项根本建设，是以中国式现代化推进中华民族伟大复兴的必然选择。党的二十大报告指出，坚持中国共产党领导和坚

持中国特色社会主义是中国式现代化的本质要求和重要原则之一。这一论述强调了中国式现代化的领导主体和道路性质,意味着我们要跨越资本主义,以社会主义的发展逻辑驾驭资本逻辑(赵义良,2023^[31])。习近平总书记强调:“人民是历史的创造者,是决定党和国家前途命运的根本力量。”^[32]如何在推进中国式现代化道路中坚持中国式现代化的领导主体和道路性质,实现中国式现代化的整体利益与共同期盼,处理好人民与国家的关系,增强人民对建设社会主义现代化强国的认同感和归属感成为关键因素。在推动现代化建设过程中,财政内嵌于国家治理各领域,财政有助于解决社会利益分化所导致的社会矛盾,因而建立有效的财政制度是协调解决国家认同建构和社会利益协调的重要制度安排(吕炜和刘欣琦,2023^[33])。

国家认同或国家合法性是现代国家的生命所在,本质上是人民对国家的认同,其表现为人民与国家的关系(林尚立,2013^[34])。国家认同的支撑体系包括经济激励系统、政治价值系统与制度组织系统三方面,三个领域相互补充和支撑,然而,国家合法性基础并非一成不变,而是根据环境和社会结构的变化不断适应和改造,表现出明显的动态特征(金太军和姚虎,2014^[35])。

在社会主义革命和建设时期,意识形态的认同和教化(政治价值系统)是当时国家认同建设的主要手段。这一时期,中国既面临从贫穷落后的农业大国如何在较短时间内实现工业化,又面临帝国主义的经济封锁,并以巩固政权、以社会主义制度为首要价值。国家以指令性计划作为资源配置的主要制度安排,以政府在资源配置中起决定性作用的方式发展生产力,财政体制建设服从服务于“政治导向型”治理,建立了高度集中、统收统支的财政体制,财政以资产所有者身份参与直接社会生产和消费,财政计划控制着社会再生产过程的各环节。这种集中力量办大事的财政运行体制围绕党和国家中心任务,获得了中国特定阶段现代化必需的“资本”,有力地巩固了新生政权、配合社会主义改造、推动工业化道路,在推进现代化进程和探索社会主义道路过程中发挥着承上启下的作用。

在改革开放和社会主义现代化建设时期,经济绩效成为国家认同建设的主要手段。在这一阶段我国实现了经济高速增长与社会长期稳定的奇迹,但也逐

步成为一个社会利益分化与个体意识不断增强的国家。在这一过程中,财政制度建设引发了一系列深刻影响。一方面,以财政分权为导向的财政体制改革成为中国长期高速增长的重要原因;另一方面,所构建的公共财政体制框架在提升国家汲取能力的同时,通过完善支出端制度,成为解决市场化改革带来的集体福利机制消散问题,缓解社会失范和失序的重要制度安排。

在新时代,国家治理有效性或提升国家治理效能成为国家认同建设的主要手段。一方面,随着生产力发展到一定阶段和个体意识的进一步成长,我国社会主义矛盾开始转变,在追求更高质量的物质文化的需要上,人民对公平正义、民主法治等需要更为迫切,亟需政府提供相应的制度供给。另一方面,我国正处于经济社会转型期,促使国家治理逻辑发生了重要变化,如国家治理取向从权力本位转向权利本位,治理理念从管制转向服务,治理主体从一元转向多元,治理效能的提升成为增强社会公众国家认同感的关键指标。在国家合法性或国家认同建设方面,公共财政思想体现为增加一定的社会性支出。但是,从国家治理视角出发,现代财政内嵌于国家治理结构之中,是处理集权与分权、稳定与发展、公平与效率等关系的重要制度安排。换句话说,提升国家合法性或人民对国家的认同应当将现代财政制度作为一项治理机制,在制度设计过程中需要考虑社会主要矛盾转变和国家治理逻辑转变所带来的影响,更多地将民主法治理念、公平正义追求、参与监督权利嵌入到现代财政制度建设之中,以增强人民的国家认同感。

(三) 现代财政制度建设是协调国家与市场、社会关系的重要纽带

现代国家与社会、市场关系的互动形塑了现代财政制度的建设进程。在现代化历史进程中,中国共产党领导人民在推进国家现代化建设的历史实践和独特的政党-国家体制决定了中国财政建设的功能定位(吕炜和靳继东,2021^[36])。改革开放以来,国家对市场的主导和推动,使我国逐步形成了国家、社会和市场三分的格局。十八届三中全会提出“科学的财税体制是优化资源配置,维护市场统一、促进社会公平、实现国家长治久安的制度保障”,可以说,从国家治理视角定位的财税体制是厘清国家、社会和市场三者的边界,协调国家与市场、社会关系的重要

纽带。

就国家与市场关系而言，政府是国家意志的表达，国家与市场的关系很大程度上可以通过政府与市场的关系进行理解。在社会主义革命和建设时期，我国建立总体性支配体制，国家通过垄断几乎所有重要资源，推进了资本积累和工业体系建设，但对企业和人民的激励存在不足。在改革开放和社会主义现代化建设时期，市场化改革推动了以政企关系为核心的政府与市场关系的改革，国有企业从计划执行者转向市场主体。政府与市场作为两种资源配置工具，市场失灵是政府财政提供公共品和服务的逻辑起点，此时，财政作为国家或政府的重要工具，成为区分政府和市场边界的重要纽带。十九届五中全会首次提出，中国特色社会主义下的政府与市场关系是：有为政府和有效市场的有机统一。在新时代，有效市场和有为政府是现代财政制度建设关于政府与市场关系的新定位，既要求发挥市场在资源配置中的决定性作用，又要求发挥高度“组织起来”的国家治理优势，重视财政的国家属性和国家在财政中的主体地位（匡小平和熊高鹏，2023^[37]）。

就国家与社会关系而言，改革开放前，我国农业国的现实基础和建立独立的民族-国家及工业体系的需要意味着财政资源汲取主要来自农业，国家与社会的关系自然体现在国家与农民的关系上，此时党、国家和社会一体化。20世纪80年代后，虽然社会开始拥有一定的成长空间，但是此时表现出一种“强国家-弱社会”为特征的格局。在财政领域，一方面，适应市场经济的财税体制改革使中国从“自产国家”过渡到“税收国家”和“预算国家”，国家的收入来源和支出取向与公众的联系越发密切。另一方面，分税制改革形成的以“项目制”为特征的资源的分配方式影响着国家与社会的关系，既壮大了社会组织，也塑造了一种特殊的国家治理体制（渠敬东，2012^[38]）。在新时代，社会差异性和社会多元化显著增强，为弥补传统的政府单一管理格局的不足，党的执政理念开始逐渐从“社会管理”转向“社会治理”，强调建设社会治理共同体。党的二十大报告指出，健全共建共治共享的社会治理制度，提升社会治理效能。财政制度可以成为构建以合作为特征的“强国家-强社会”的格局的重要工具，通过构建嵌入人民法治机制、参与回应机制的现代财政制度既可

以限制国家专制权力和加强国家基础性能力，又可以社会的良性法治和民主政治的实现需要提供活动空间，最终实现国家和社会力量在财政制度中有序而合理地发挥作用。换句话说，在推进国家治理现代化的进程中，现代财政制度的运行基础是嵌入社会，需要通过社会保护、控制和权力开放化解社会矛盾和社会风险，增进公共秩序（吕冰洋，2021^[11]）。因而现代财政制度在促进经济治理效能的同时，要注重提升社会治理效能，以民主法治和透明高效推进预算制度现代化，以落实税收法定、加强税收中性和嵌入社会推进税收制度现代化，以鼓励社会参与公共品的提高和通过加强社会保障保护社会完善财政支出制度，增进强国家-强社会的良好互动关系，激发社会活力。

更重要的是，中国特色社会主义制度是基于基本国情、发展任务和发展条件，在推进中国式现代化进程中建立起来的。那么，需要进一步探讨的问题是：现代财政制度与中国特色社会主义制度有何内在关系？

三、中国特色社会主义制度体系下的 现代财政制度建设

习近平总书记指出：“我们党坚持和完善中国特色社会主义制度，不断推进国家治理体系和治理能力现代化，形成包括中国特色社会主义根本制度、基本制度、重要制度等在内的一整套制度体系，为中国式现代化稳步前行提供坚强制度保证。”^[39]也就是说，我国在推进中国式现代化进程中形成了自己的理论逻辑、制度体系和发展道路，中国特色社会主义制度是实现中国式现代化的根本保证，现代财税体制作为中国式现代化财税体制，只有全面匹配中国特色社会主义制度，才能更好地支撑实现中国式现代化的目标。财政制度作为国家的一项基础性制度，是政治、经济和社会的连接点，具有转移和分散各种公共风险、提升经济活力、调节各种利益分配，维护国家长治久安的重要作用（刘尚希等，2022^[40]）。在推进中国式现代化进程中，国家建设面临的时代背景和工作重心有所不同，财政自身的发展变化必须在国家整体性制度框架内展开，财政必须根据中国式现代化不同阶段的要求，不断推进体制改革，形成和发展符合当代中国国情的财政制度。在这一过程中，财政制度形态经历

了“建设财政”到“公共财政”再到“现代财政”的转变，虽然各阶段其政策目标、汲取方式、分配方式存在差异，但都坚持“以政领政、以财辅政”，为推进中国式现代化贡献了财政力量。中国特色社会主义制度体系的形成和发展形塑了财政制度的形态，并

将影响现代财政制度的建设，站在中国特色社会主义制度体系高度，将财税作为中国特色社会主义制度的基础性和支撑性要素加以塑造，是中国财政学的题中应有之义（高培勇，2023^[2]）。中国特色社会主义制度体系对现代财政制度的塑造如图2所示。

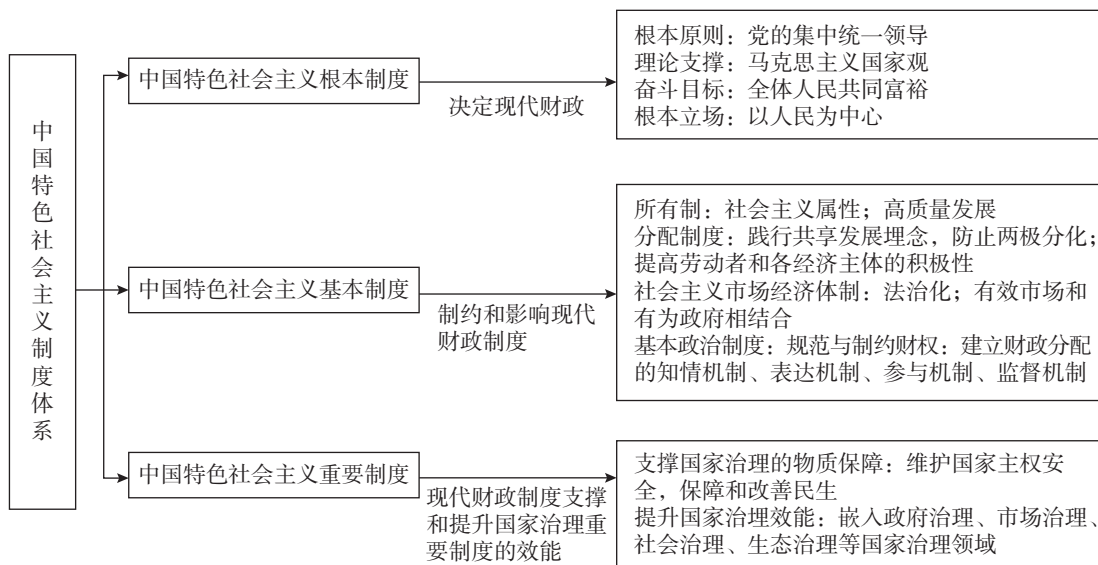


图2 中国特色社会主义制度体系下的现代财政制度建设

（一）现代财政制度建设遵循中国特色社会主义根本制度要求

中国特色社会主义根本制度规定了社会主义方向和本质，主要有根本领导制度、根本政治制度、根本文化制度，表现出顶层设计性、统领性等特征。中国特色社会主义根本制度决定着现代财政制度建设的根本原则、理论支撑、奋斗目标和根本立场。

1. 党的集中统一领导是现代财政制度建设的根本原则。

理解根本领导制度和领导主体，是理解现代财政制度建设的关键。中国共产党在以党建国、以党治国的历程中建立了政权的合法性，获得了内在的“国家身份”，进一步地，通过组织和思想等方式嵌入国家治理各领域，形成了对国家的全面领导，因而，这一独特的党政结构具有塑造国家价值偏好的功能（王浦劬和汤彬，2019^[41]）。在党的集中统一领导下，党的行为模式和价值偏好必定会影响财政运行的基本特征。我国财政制度实践同样表明，财政制度服从并服务于党的领导是在国家构建过程中建立起来的，财政制度是表达和实现党的意志的重要载体（吕炜和靳继东，2021^[36]）。党的二十大报告明确指出：“中

国式现代化，是中国共产党领导的社会主义现代化。”换句话说，党的领导决定了中国式现代化的根本性质，直接关系中国式现代化的根本方向，这意味着党的政治领导决定了现代财政制度的使命和定位。也就是说，现代财政制度具有政治属性或国家属性，既要体现以人民为中心的发展理念，又要表达执政党的价值偏好，即为人民谋幸福，为民族谋复兴。强大的财政领导力是党“总揽全局、协调各方”的重要保障。

2. 马克思主义国家观是现代财政制度建设的理论支撑。

马克思主义国家观是将国家作为一个有机共同体，以全体公民为国家主体，以保护人的权利体系为国家职能。马克思主义国家观认为，财政随着国家的出现而产生，为国家权力运转提供了基本保障，其深刻地揭示了财政与国家之间的本质联系（王玉玲和赵晓明，2018^[42]）。党的二十大报告指出：“坚持和发展马克思主义，必须同中国具体实际相结合。”国家观念属于财政基础理论的内核，以自由资本主义制度下的国家观建立的财政理论与我国马克思主义国家观指导下的财政实践存在脱节。国家与财政不可分割

的内在联系和国家作为有机共同体，决定着以马克思主义国家观指导的中国财政理论和实践尤为注重国家在财政中的主体地位。“国家分配论”以马克思主义国家学说为依据，深刻地论述了一切社会形态的财政本质。“国家分配论”不同于一般性的财政运行体制或财政形态，其中国家在财政中的主体地位具有合理性，不能将其打上计划经济体制的烙印进而彻底摒弃，我们应从中国共产党领导的政党-国家体制的历史逻辑、马克思主义国家观的理论逻辑和“统筹发展与安全”的实践逻辑理解国家在财政中主体地位（匡小平和熊高鹏，2023^[37]）。

3. 全体人民共同富裕是现代财政制度建设的奋斗目标。

马克思主义文化是我国在意识形态领域的根本文化制度，这一文化制度塑造决定了共产党的政治理念和使命追求。党的十八大以来，财政肩负为国理财的重要使命，成为实现全面建成小康社会的重要支撑。党的二十大报告指出，实现全体人民共同富裕是中国式现代化本质特征。在中国式现代化新征程中，实现全体人民共享发展成果，实现共同富裕成为中国共产党践行初心使命的目标选择，具有鲜明的中国特色。在新时代新征程上，财政建设是推进共同富裕的主要力量之一，党的二十大报告要求“加大税收、社会保障、转移支付等的调节力度”。增强财政的分配职能和制度的调节能力，优化政府间、政府与市场主体、公众间的分配关系，是解决相对贫困，克服财政分配体制产生的收入差距的应有之义。

4. 以人民为中心是现代财政制度建设的根本立场。

人民代表大会制度作为我国的根本政治制度，其突出地体现了人民的主体地位，强调树立以人民为中心的发展思想。以人民为中心支配着财政实践和工作重心，是现代财政制度建设的根本立场。不同于西方财政学以市场失灵为起点，被动地提供公共产品以维持资本主义再生产，以人民为中心是财政工作的价值取向，是我们党百年财政思想与实践的主线（闫坤和史卫，2021^[43]）。党的二十大报告进一步指出：“人民性是马克思主义的本质属性”。新时代以来，

随着我国社会主要矛盾的转变，增强人民在政治、经济、社会等领域的获得感成为现代财政制度建设的努力方向。然而，正如二十大报告强调，发展不平衡不充分问题仍然突出。当前，我国在城乡、区域、居民间富裕、经济与社会、经济社会与生态环境等方面发展不平衡，同时在教育、医疗、住房等领域还有一定提升空间，也就是说，公共产品和服务供给水平和供给质量还不能满足人民日益增长的需求。与此同时，党的二十大报告强调，中国式现代化是人口规模巨大的现代化。这一独特国情意味着，只有适应新时代主要矛盾转变，根据人口规模和结构特征变化带来的需求变化，完善公共服务供给的财政保障机制，财政制度才能更为充分地体现“人民至上”的价值追求。此外，坚持人民主体地位，需要进一步发挥人大监督在党和国家监督体系中的重要作用，实施人大预算全过程监督，健全预算监督制度（樊丽明，2022^[44]）。

（二）现代财政制度建设受中国特色社会主义基本制度制约和影响

中国特色社会主义基本制度是指规范和调节国家政治、经济生活，对处理国家与市场、社会关系具有重要影响的制度安排，其包含基本政治制度和基本经济制度，表现出持续性、稳定性等特征。基本政治制度是体现了社会主义民主政治的基本属性，对财权的配置和财政资源的利益分配提出了基本要求。基本经济制度体现了社会主义经济关系，深刻制约和影响着财政制度的调整和重构。^①

1. 以公有制占主体地位的所有制结构特征对现代财政制度建设的影响。

其一，以公有制占主体的所有制结构塑造了现代财政制度具有社会主义属性。换言之，人民作为国家的主人和生产资料的所有者，决定了现代财政是人民财政与国家财政的有机统一。一方面，正如习近平总书记指出：“我们要始终把人民立场作为根本立场，把为人民谋幸福作为根本使命。”^[45]人民立场要求现代财政应体现人民财政的建设方向，体现社会主义的本质属性。另一方面，正如习近平总书记强调：“我们党没有自己特殊的利益，党在任何时候都把群众利

① 社会主义基本经济制度的内涵和特征是在改革和发展的长期实践中不断探索形成的，党的十九届四中全会首次将按劳分配为主体、多种分配方式并存和社会主义市场经济体制纳入基本经济制度框架。也就是说，社会主义基本经济制度包括所有制、分配制度和社会主义市场经济体制，是生产、分配和运行机制的有机统一。

益放在第一位。”^[46]政党-国家的使命与人民利益的一致性，要求现代财政建设应体现以国家为主体的分配活动，反映人民利益的整体要求。因此，现代财政是国家财政与人民财政的有机统一。

其二，坚持高质量发展是现代财政制度建设的内在要求。二十大报告指出：“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。”当前所有制结构是由社会主义初级阶段生产力所决定的，随着我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，推动生产力的进一步发展亟需完善和重塑现代财政制度以适应高质量发展的需要。因此，优化资源配置，促进市场公平竞争，推进高质量发展是现代财政制度建设的重要内容。一方面，需要优化财政运行机制，提升财政资源配置质量和效率，进一步促进科技创新和完善现代产业体系，努力“做大蛋糕”。另一方面，需要加强财政法治化，推进税收制度中性建设，完善中央与地方财政体制激励机制，破除制约市场竞争的财政制度障碍，增强市场主体活力，尽力在初次分配中“分好蛋糕”。

2. 按劳分配为主体、多种分配方式并存的分配制度对现代财政制度建设的影响。

其一，践行共享发展理念，防止两极分化是现代财政制度建设的落脚点。党的二十大报告进一步指出：“分配制度是促进共同富裕的基础性制度。”分配制度是由所有制结构和经济体制所决定的，按劳分配为主体的分配方式要求现代财政制度应充分发挥好“蛋糕”的功能，调整现有收入分配格局。当前，我国财政支出平抑贫富差距的作用亟待增强（李实和朱梦冰，2022^[47]）；税收制度收入分配功能不足，表现出累退性（岳希明，2020^[48]）；转移支付制度的再分配功能不足。因此，现代财政制度建设需要在支撑按市场评价贡献、按贡献决定报酬的同时，充分发挥财政在初次分配、再分配、三次分配中的收入分配功能，促进效率和公平的有机统一。

其二，提高劳动者和各经济主体的积极性是现代财政制度建设的应有之义。按劳分配和按要素分配相结合是我国收入分配基本特征，决定了我国基本分配制度是既要追求效率，又要体现公平，因而要求现代财政制度既要促进社会公平，增强人民的经济获得感，也要维护市场分配秩序公平，激发创造财富的各种源泉。

3. 社会主义市场经济体制的资源配置方式对现代财政制度建设的影响。

其一，法治化是现代财政制度建设的基本路径。党的二十大报告要求，坚持全面依法治国，推进法治中国建设。加快财税立法不仅是法治国家的内在要求，更是社会主义市场经济体制的重要保障。财政制度作为处理政府与市场关系的重要纽带，财政制度的法治化建设既有利于约束政府公共权力，建设有限政府，也有利于维护公平竞争的市场环境，建设高质量经济体系。预算法定、税收法定和央地关系法定是现代财政制度的本质要求，为此，要不断健全财政法律制度体系，提高财政立法层次，加强财政法律与其他法律之间协调配合，逐步形成相互协调，完整统一的现代财政法律制度体系，提升国家治理效能。

其二，有效市场和有为政府相统一是现代财政制度建设关于政府与市场关系的新定位。在经济运行机制上，社会主义与市场经济相结合的模式深刻地影响了我国资源配置手段的使用形式。新时代以来，坚持有为政府和有效市场有机统一是中国特色社会主义经济建设的重要经验和推进中国式现代化的中国方案。因而，不同于西方自由主义“小政府”的财政理论，中国特色社会主义现代财政是一种有为财政模式，在政党-国家体制下，财政成为体现国家意志与战略的关键工具，成为发挥社会主义制度优势的治理机制。

4. 基本政治制度对现代财政制度建设的影响。

党的二十大报告要求：“发展全过程人民民主，保障人民当家作主。”预算资金具有稀缺性，规范与制约财权是推进社会主义民主政治的必然选择。现代财政要求立足于国家治理领域，同样需要适应和匹配政治体制改革。我国基本政治制度涉及政党之间、民族之间和基层群众之间的政治参与关系。完善财政资金的使用、分配和监督机制，是推进社会主义民主政治的重要工具，有利于更好地实现参政议政、民族团结和民主监督。现代财政制度嵌入全过程人民民主建设，要求建立财政分配的知情机制、表达机制、参与机制、监督机制。如通过加强政府预决算公开、实施参与式预算等民主机制来拓宽协商渠道、丰富民主形式，是包括预算制度在内的现代财政制度建设的重要内容。

（三）现代财政制度建设支撑和提升中国特色社会主义重要制度的效能

中国特色社会主义重要制度是国家治理各领域的

主体性制度，具有灵活性和动态调整性特征，主要涉及经济、政治、文化、社会、生态、党的建设等领域的体制机制。与此同时，财政内嵌于国家治理结构之中，其运行方式深刻地影响着国家治理各领域各环节。也就是说，财政制度与其他重要制度密切相关，财政制度供给和各领域重要制度供给的互动状况影响着国家治理的效能。

一方面，现代财政制度是支撑国家治理的重要保障。财政既是维护国家主权安全，提供国际公共产品的关键力量，也是保障和改善民生，增强人民获得感的基本工具。另一方面，现代财政制度作为一项国家治理机制，财政制度建设是影响国家治理各领域制度效能的重要手段。例如：从政府治理重要制度来看，构建约束政府权力的现代财政制度是建设阳光政府的重要途径之一。从生态文明重要制度来看，以集约和可持续发展等绿色理念为核心的绿色财政体制，可以为人与自然和谐共生的现代化贡献财政力量。从社会治理重要制度，将民主机制和法治机制融入现代财政制度建设，对增强民主协商，建设社会治理共同体具有重要意义。从社会主义法治重要制度来看，财税领域的法治化是推进国家良法善治，构建法治强国的必由之路。从经济治理重要制度来看，优化央地财政关系、调整税制等方式是激励地方政府和微观经济主体、维护市场公平竞争，支撑构建新发展格局，推动经济高质量发展的应有之义。从文化治理重要制度来看，运用基金、财政补贴和税收优惠等财政工具鼓励文化创新和创造，既是提升国家文化软实力的应有之义，也是实现物质文明和精神文明相协调的现代化的内在要求。

综上所述，现代财政制度建设与中国特色社会主义制度建设一脉相承，都是由不同历史时期的基本国情、发展任务和发展条件决定的，是对国家治理规律不断认识的结果。具体而言，在中国特色社会主义制度建设逻辑下，现代财政制度建设应遵循根本制度要求，受基本制度制约和影响，同时支撑和影响重要制度的效能。当然，中国特色社会主义制度的完善是一个与时俱进的动态过程，因此，现代财政制度建设也是一个逐步适应时代特征和回应现实需要的动态过程。

四、双重逻辑下我国现代财政制度建设的路径选择

我国现代国家建设动力始于外部威胁和内部改

革，但却是自主建构起来的，在这一过程中，形成了匹配实践的中国特色社会主义制度体系。从国家治理层面出发，财政与国家治理体系具有高度的适应性和融洽性，财政制度自然地成为国家治理的一种重要机制，这决定了现代财政制度的调适与重塑，必然是基于中国式现代化建设逻辑与中国特色社会主义制度建设逻辑的有机结合。

（一）以服务于社会主义现代化强国为建设主题

财政制度建设嵌入现代国家建设过程之中，中国式现代化本质要求以及所塑造的国家制度差异性会形塑不同财政的理论与实践，决定了我国现代财政制度建设的制度属性和建设方向。坚持中国特色社会主义和服务于社会主义现代化强国是中国特色社会主义财政建设的制度属性和建设方向。首先，从政治属性来看，中国共产党是推进中国式现代化进程的核心能动者，党的领导决定中国式现代化的社会主义性质和方向，在财政制度建设必须坚持党对现代财政制度建设的领导。其次，从功能定位来看，服务于党和国家事业发展大局是我国财政实践的鲜明特征，现代财政制度需要体现党和国家的意志，围绕中心、服务大局，支撑社会主义现代化强国的实现。最后，从价值追求来看，不同于资本主义国家推动现代化的资本逻辑，中国式现代化以人本逻辑为根本遵循，因而体现人民财政是现代财政制度建设的内在要求，现代财政制度需要坚持共同富裕的奋斗目标，建设支持初次分配、再分配和三次分配的制度安排。

（二）以“统筹发展与安全”为建设主线

从中国财政实践来看，从国民经济恢复和发展与应对国内外安全威胁时期的建设财政，到“赶超增长与维持稳定”时期的公共财政，财政制度形态一直围绕着统筹发展与安全的国家治理逻辑进行阶段性体制重塑。在新时代，“高质量发展与高水平安全”是当前乃至更长时期我国国家建设的主线。党的十九届五中全会首次把统筹发展和安全纳入“十四五”时期我国经济社会发展的指导思想，党的二十大报告进一步强调，全面建设社会主义现代化强国应统筹发展和安全。习近平总书记指出：“坚持统筹发展与安全，坚持发展与安全并重，实现高质量发展和高水平安全的良性互动。”^[49]一方面，高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务，高质量发展要求适应新时代

主要矛盾转变，聚焦解决发展中的不平衡不充分问题，提供更高质量的物质产品和制度政策产品；高质量发展要求适应国家治理逻辑转变，聚焦推进国家治理现代化，紧扣国家治理的权利本位取向、服务理念、多元主体、公平正义目标；高质量发展要求适应中国式现代化阶段转变，聚焦全面建设社会主义现代化强国，促进人与社会、人与自我、人与自然、中国与世界的发展质量和成效。另一方面，高水平安全既要求有效应对世界动荡变革期，维护国家主权安全，又要处理和调节国内改革进入深水区的各种社会矛盾和各种利益关系，增强经济社会转型的确定性。财政嵌入国家治理结构之中，具有转移和分散各种公共风险、提升经济活力、调节各种利益分配，维护国家长治久安的重要作用，因而现代财政制度既是高质量发展的有效手段，也是高水平安全的重要支撑。正是在这个意义上，现代财政制度在制度建设过程中，既要匹配中国式现代化发展阶段、社会主要矛盾、国家治理等时代背景转变带来的经济社会变革要求，又要反映新时代社会主义公平正义的内在要求，协调国家与市场、社会的关系，最终实现高质量发展与高水平安全。

（三）以提升国家治理效能为建设重点

我国“建设财政”“公共财政”的财政形态是由特定的现代化国家建设环境塑造而来的，虽然各个历史阶段的财政体制提升了国家治理效能，却又有难以克服的内在矛盾。“建设财政”支撑了国家政权稳定和工业化迅速发展，但它抑制了地方和企业的积极性，最终导致这一统收统支的财政体制的瓦解。“公共财政”模式有效调动了经济和社会主体积极性，但仅从市场失灵角度去界定政府的财政属性和职能，导致它难以协调国家、市场和社会的关系。在某种意义上，现代财政建设就是为了解决“公共财政”模式的固有矛盾而来的，是对公共财政的继承和重塑。也就是说，新时代新征程，在推进中国式现代化进程中，不能仅从经济视角界定财政职能，而应从提升国家治理效能出发，财政制度现代化既要成为协调国家与社会、市场关系的纽带，又要成为国家治理能力建设 and 国家认同建设的有效制度安排。因而，应当将现代财政制度作为一项国家治理输入机制，推动现代财政制度服务于国家治理效能的提升。例如，在现代预算制度建设中，思考嵌入国家与社会（公民）合理化的机制，如财政信息公开机制，财权运行和监督机

制，财政资源的利益分配机制。在现代税收制度建设中，思考嵌入国家与市场合理化的机制，如财政资金汲取过程中法治机制，统一市场的公平竞争机制。在现代财政体制建设中，思考协调央地关系合理化的机制，如国家自主性机制，地方政府激励机制等。

五、结论与讨论

通过梳理中国式现代化—中国特色社会主义制度—现代财政制度的逻辑脉络，总的来说，我国现代财政制度的调适与重塑是基于中国式现代化建设逻辑与中国特色社会主义制度建设逻辑的有机结合。换言之，中国的财政制度建设路径既遵循中国式现代化建设的基本特征，又是由自身历史和国情所形成的国家制度尤其是中国特色社会主义制度所塑造。

本文认为，推进财政制度现代化，应紧扣中国式现代化建设逻辑和遵循中国特色社会主义制度建设逻辑。一方面，在中国式现代化建设逻辑下，我国财政制度现代化应不断完善以支撑中国式现代化。立足新时代新征程，为推动中国式现代化进程，现代财政制度既要成为协调国家与社会、市场关系的纽带，又要成为国家治理能力建设和国家认同建设的有效制度安排，进一步增强国家秩序能力、国家赋权能力和国家创新能力等国家治理能力，维护中国式现代化的领导主体和道路性质，支撑构建强国家—强社会的格局，促进有为政府和有效市场相结合，建设国家治理型财政体制，实现对中国式现代化的有效支撑。另一方面，在中国特色社会主义制度建设逻辑下，现代财政制度建设遵循根本制度要求，受基本制度制约和影响，同时支撑和影响重要制度的效能。具体来说，中国特色社会主义制度是现代财政制度的底色：中国特色社会主义根本制度决定着现代财政制度建设的根本原则、理论支撑、奋斗目标和根本立场；中国特色社会主义基本制度深刻制约和影响现代财政制度的调整和重构；现代财政制度既是支撑国家治理的物质保障，也是影响国家治理各领域重要制度效能的基本手段。当然，中国特色社会主义制度的完善是一个不断与时俱进的动态过程，因此，现代财政制度建设也是一个不断适应时代特征和回应现实需要的动态过程。

权利和权力是国家治理的根本问题。财政与国家治理具有高度的适应性和融洽性，现代财政制度

应塑造为一种治理机制，成为制约权力和保障权利的关键制度安排，确保国家政权合法性与人民的国家认同感。也就是说，财政制度现代化，即在基本实现财政制度“有效性”后，推进财政制度“合法性”“认同感”的建设，进一步理顺国家与社会、

市场关系，实现社会稳定，经济发展和国家长治久安。概言之，现代财政制度不仅应承担着国家治理物质保障的汲取功能，还应嵌入民主和法治等良性互动机制，以达到制约权力和保障权利的目标，实现国家的有效治理。

参考文献

- [1] 吕炜, 靳继东. 从财政视角看中国式现代化道路 [J]. 中国社会科学, 2022 (11): 165-184, 208.
- [2] 高培勇. 现代财税体制: 概念界说与基本特征 [J]. 经济研究, 2023 (1): 4-17.
- [3] 刘晓路. 现代财政制度的强国性与集中性——基于荷兰和英国财政史的分析 [J]. 中国人民大学学报, 2014 (5): 2-10.
- [4] 道格拉斯·C. 诺思. 经济史中的结构与变迁 [M]. 陈郁, 罗华平, 译. 上海: 上海三联书店, 上海人民出版社, 1994: 225.
- [5] Schumpeter J A. The Crisis of the Tax State [M]//Schumpeter. The Economics and Sociology of Capitalism. Princeton: Princeton University Press, 1991: 99-140.
- [6] Moore M. Revenue, State Formation and the Quality of Governance in Developing Countries [J]. International Political Science Review, 2004, 25 (3): 297-319.
- [7] 孔飞力. 中国现代国家的起源 [M]. 陈兼, 陈之宏, 译. 北京: 三联书店, 2013: 69.
- [8] 贺东航. 现代国家构建的中国路径——源自地方的尝试性解答 [M]. 北京大学出版社, 2021: 25.
- [9] 任晓兰. 财政预算与现代国家建构研究评述 [J]. 天府新论, 2014 (4): 5-9.
- [10] 吕炜, 靳继东. 始终服从和服务于社会主义现代化强国建设——新中国财政70年发展的历史逻辑、实践逻辑与理论逻辑 [J]. 管理世界, 2019 (9): 1-15.
- [11] 吕冰洋. 现代财政制度的构建: 一个公共秩序的分析框架 [J]. 管理世界, 2021 (10): 100-111.
- [12] 马骏. 中国财政国家转型: 走向税收国家? [J]. 吉林大学社会科学学报, 2011 (1): 18-30.
- [13] 王绍光, 马骏. 走向“预算国家”——财政转型与国家建设 [J]. 公共行政评论, 2008 (1): 1-37, 198.
- [14] 马蔡琛, 赵笛, 苗珊. 共和国预算70年的探索与演进 [J]. 财政研究, 2019 (7): 3-12.
- [15] 徐勇. “回归国家”与现代国家的建构 [J]. 东南学术, 2006 (4): 18-27.
- [16] 周飞舟. 从汲取型政权到“悬浮型”政权——税费改革对国家与农民关系之影响 [J]. 社会学研究, 2006 (3): 1-38, 243.
- [17] 岳军, 王杰茹. 公共治理、现代财政制度与法治财政 [J]. 当代财经, 2015 (11): 25-32.
- [18] 刘尚希, 李成威, 杨德威. 财政与国家治理: 基于不确定性与风险社会的逻辑 [J]. 财政研究, 2018 (1): 10-19, 52.
- [19] 付敏杰. 国家能力视角下改革开放四十年财政制度改革逻辑之演进 [J]. 财政研究, 2018 (11): 33-45.
- [20] 吕冰洋. “国家治理财政论”: 从公共物品到公共秩序 [J]. 财贸经济, 2018 (6): 14-29.
- [21] 陈龙. 国家治理“3+1”架构下的财政能力集——基于公共风险视角的分析 [J]. 财政研究, 2020 (11): 21-32.
- [22] 刘晓路, 郭庆旺. 财政学300年: 基于国家治理视角的分析 [J]. 财贸经济, 2016 (3): 5-13.
- [23] 付敏杰. 现代财政制度的国家视角——兼论中国全面建设社会主义现代化强国的财政治理框架 [J]. 财政研究, 2020 (2): 55-68.
- [24] 陈共. 构建新时代中国特色社会主义财政学 [J]. 财政研究, 2020 (8): 3-11.
- [25] 郭庆旺. 论加快建立现代财政制度 [J]. 经济研究, 2017 (12): 19-21.
- [26] 韩保江, 李志斌. 中国式现代化: 特征、挑战与路径 [J]. 管理世界, 2022 (11): 29-43.
- [27] 张亚光, 毕悦. 中国式现代化的百年探索与实践经验 [J]. 管理世界, 2023 (1): 41-56.
- [28] Besley T, Persson T. Pillars of Prosperity: The Political Economics of Development Clusters [M]. Princeton: Princeton University Press, 2011: 40.
- [29] 乔尔·S. 米格代尔. 强社会与弱国家——第三世界的国家社会关系及国家能力 [M]. 张长东等, 译. 南京: 江苏人民出版社, 2009: 270.
- [30] 高奇琦. 国家数字能力: 数字革命中的国家治理能力建设 [J]. 中国社会科学, 2023 (1): 44-61, 205.
- [31] 赵义良. 中国式现代化与中国道路的现代性特征 [J]. 中国社会科学, 2023 (3): 47-59, 205.
- [32] 习近平. 中国共产党领导是中国特色社会主义最本质的特征 [J]. 求是, 2020 (14): 4-17.
- [33] 吕炜, 刘欣琦. 中国式现代化与人民财政 [J]. 财政研究, 2023 (3): 3-16.
- [34] 林尚立. 现代国家认同建构的政治逻辑 [J]. 中国社会科学, 2013 (8): 22-46, 204-205.

(下转第29页)

财政风险金融化的双重宏观效应研究

Study on the Double Macro-effect of Fiscal Risk Financialization

张圆圆 范博超

ZHANG Yuan-yuan FAN Bo-chao

[摘要] 正确认识和科学处理财政风险金融化是当前国家发展战略和财政金融政策中的重要问题。笔者从财政与金融关系理论出发,界定了财政风险金融化的概念与类型,从理论层面提出了财政风险金融化双重宏观效应产生机理、评价标准和宏观经济效应最优点。运用有调节的中介效应模型和门限回归模型分层次论证了财政风险金融化的宏观效应程度及双重宏观效应。研究表明,在金融体系结构因素影响下,财政风险金融化的宏观效应在财政风险宏观效应中所占比重显著上升;财政风险金融化的宏观效应呈倒U型结构,可以延缓财政风险对宏观经济的负面冲击。预警防控机制的建立应基于双重宏观效应将财政风险金融化保持在低风险区间与预警区间。在深化财政金融体制改革的基础上,建立财政金融双支柱的宏观审慎管理框架,提升宏观审慎政策实施效果。

[关键词] 财政风险金融化 双重宏观效应 预警防控 宏观审慎管理

[中图分类号] F812.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 09-0015-15

Abstract: Correctly understand and scientifically handle of fiscal risk financialization is an important issue in the current national development strategy and the fiscal and financial policies. Based on the relation theory of fiscal and finance, this paper defines the concept and types of fiscal risk financialization, and puts forward the mechanism and evaluation criteria of the double macro-effect and the advantages of macroeconomic effects from the theoretical level. The degree of macro effect and double macro-effect of fiscal risk financialization are demonstrated by using the moderated intermediary effect model and the threshold regression model. The research shows that under the influence of the structural factors of the financial system, the macro-effect proportion of fiscal risk financialization in the fiscal risk increases significantly, and the macro effect of fiscal risk financialization shows an inverted U-shaped structure, which can delay the negative impact of fiscal risk in the macro economy. The early warning and prevention mechanism should be based on the double macro effect to keep the fiscal risk financialization in the low risk range and the early warning period. On the basis of deepening the reform of fiscal and financial system, macro-prudential management framework with fiscal and financial as two-pillar would be established to make macro-prudential policies more effective.

Key words: Fiscal risk financialization Double macro effect Early warning and prevention Macro-prudential management

[收稿日期] 2023-04-03

[作者简介] 张圆圆,女,1988年3月生,华夏银行博士后科研工作站、中国人民大学财政金融学院博士后流动站在站博士后,研究方向为财政理论与政策、财政金融风险与金融监管;范博超,男,1987年11月生,中国财政科学研究院博士研究生,中国工商银行宁夏吴忠支行副行长,研究方向为财政与货币政策、财政投融资。本文通讯作者为张圆圆,联系方式为18513769113@163.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

2008年国际金融危机过后,全球经济进入深度调整期,增长长期低迷,需求总体收缩,世界经济格局发生重大转变,国际环境的高度不确定性为我国发展带来诸多挑战。2013年年底的中央经济工作会议上习近平总书记做出中国经济处于“三期叠加”阶段的重大判断,经济新常态下我国GDP增速开始放缓,宏观经济整体进入下行区间,金融体系总体稳定。但在供给侧结构性改革和强监管、严监管的金融环境下,影子银行业务大幅收缩,非银行业金融机构利润下跌,金融领域长期处于风险易发高发期,呈现点多面广、隐蔽复杂等特性,突发性和传染性较强,具有鲜明的“中国特色”。金融与实体经济陷入循环困境,财政收支矛盾更加突显,地方政府隐性债务风险高企,财政风险向金融领域的“转移行为”加剧,表现为财政风险过度金融化。

从中华人民共和国成立以来的财政金融发展历史来看,财政风险金融化的存在具有客观必然性,在计划经济向中国特色社会主义市场经济的渐进式转轨过程中,财政风险金融化特征呈现出特定的演变趋势,即由宏观到微观、由中央到地方、由单一到多元。在稳定经济、对冲危机、落实国家重大战略部署等方面,财政风险金融化都发挥着关键性作用,实现了举世瞩目的“中国增长奇迹”,但持续过度的金融化也引发了周期性金融风险,对金融稳定与经济高质量发展造成较为严重的影响。如何正确认识 and 科学处理财政风险金融化是当前国家发展战略和财政金融政策中的重要问题,财政与金融应当在平衡稳增长和防风险中增强协同配合能力,精准有效处置重点领域风险。

学术界对财政金融关系存在明显的争论和分歧,国内外学者对于财政风险金融化问题更多地关注财政风险和金融风险的相互影响,认为财政风险与金融风险的双向影响是客观存在的(郑永海,2002^[1];王金龙,2005^[2];周彩霞,2007^[3]),在我国财政风险金融化现象更为严重,财政风险对金融系统会产生非线性的直接和间接风险溢出效应(曹廷求和张甜,2023^[4]),形成风险恶性循环机制,对经济增长产生抑制效应(秦海林,2010^[5])。其中财政风险对金融

风险的影响主要表现为两个方面,持续的财政赤字在长期会引起通货膨胀风险(Barro,1976^[6];Sargent和Wallce,1981^[7];Khundrakpam和Pattanaik,2010^[8]);巨额财政赤字和政府债务也可能导致金融体系风险或金融危机(Burnside等,2001^[9];Cebotari,2008^[10];盛宏清,2003^[11])。国内学者也深入分析了财政风险金融化产生的原因,认为经济转轨时期的金融风险是财政矛盾向金融领域的转嫁(叶青,1998^[12]),体制性因素是根源(尹音频,2001^[13]),财政制度缺陷和财政金融政策协调问题是主要原因(汤小青,2002^[14];阎坤,2002^[15]);在2008年金融危机以后,由于地方政府融资方式的转变,地方政府融资平台和土地财政对银行信贷资金的影响开始突显(崔光庆,2007^[16];徐海波,2013^[17];郭贯成和汪勋杰,2013^[18];李玉龙,2019^[19]),过度融资造成的债务结构不合理导致了信贷资金财政化风险(陈松威,2017^[20])。

目前少有文献研究财政风险金融化的宏观经济效应,与之相近的研究是金融抑制对经济增长的双重影响效应。金融抑制政策措施可以增加政府收入(Giovanini和Melo,1991^[21]),对维持国家公共债务水平发挥了重要作用(Hileman,2016^[22]),当政府支出具有正外部性时,可以促进经济增长,降低通胀水平(张富祥和张颖,2014^[23])。但同时也会影响金融体系效率和经济增长的可持续性。发展中国家倾向于由政府分配有限的金融资源,造成了较低的借贷利率水平和低质量的金融中介(Cole,2009^[24]),导致国内经济和对外经济的不平衡(Johansson,2012^[25])。中国金融政策的实质是通过金融抑制补贴企业,干预资源分配,并对危机成本实行社会化转移或分摊,使中国经济金融陷入严重的结构扭曲(潘英丽,2014^[26]),形成二元化融资格局,导致实体经济融资难(张杰和杨连星,2015^[27])。国家财政、国有企业、国有银行、资本市场和居民五大部门构成三位一体结构的低效率均衡,产生的制度性公共风险会转嫁成为财政风险(卢文鹏,2002^[28])。政府实施的大规模经济刺激政策可以加剧金融抑制程度(Xu,2018^[29]),严重损害经济的可持续性,导致经济增长率下滑与经济运行风险的上升。此外财政压力的增加也会提高金融抑制程度,进而抑制全要素生产率的提高(张微微,2017^[30]),阻碍经济向集约型经济增长方式转变。

现有文献对于财政风险金融化大多持否定态度, 仅将其当作财政风险向金融领域的转移行为, 概念过于笼统, 对财政风险金融化的宏观经济效应缺少系统性、客观性分析。本文着眼于研究财政风险金融化的宏观效应, 丰富扩充财政与金融关系理论的研究范围。首先从论述财政金融关系理论出发, 通过全社会财政与金融资源配置的有效性和宏观成本收益两个角度对财政风险金融化的双重宏观效应进行理论分析, 提出宏观效应评价标准和宏观效应最优点。进而分层次论证财政风险金融化的宏观效应程度和非线性关系, 运用有调节的中介效应模型论证财政风险金融化对宏观经济总体影响效应, 运用门限效应回归模型论证财政风险金融化的双重宏观效应。最后建立分区间的预警防控机制模型, 明确防控机制的触发条件, 提出建立财政金融双支柱的宏观审慎管理框架, 提升宏观审慎政策的实施效果。

二、财政风险金融化的理论基础与内涵

(一) 财政与金融关系理论

1. 理论基础。

在渐进式转轨的过程中, 以财政计划为枢纽的大一统经济体制开始向财政金融体制结构性协调配合转变, 财政与金融成为现代社会和经济发展不可或缺的两大经济系统。当前关于财政金融关系尚未形成完整成熟的理论体系, 我们可以把财政与金融关系理论的探索划分为两个阶段, 相关研究为界定财政与金融边界、研究财政风险金融化的产生机理与演变提供了理论支持。

第一阶段是计划经济体制时期的财政与金融关系理论。20世纪60年代至70年代, 以黄达、陈共为代表的国内经济学者开始从理论上总结研究社会主义体制下的财政与金融问题, 提出社会主义财政的实质是再生产过程中社会产品价值量的分配, 表现为货币的收支, 基本特征是以国家为主体在全社会范围内的集中性分配。信用的基本职能是以有偿性为前提, 将社会再生产中的闲置货币资金进行再分配, 同时还具有提供和创造流通手段和支付手段的职能。社会主义财政与信贷的关系表现在共同为社会再生产过程提供货币资金, 各种显性与隐性的联系形成犬牙交错的资金结合部。

第二阶段是改革开放后形成的中国特色社会主义

市场经济体制下的财政与金融关系理论。邓小平理论从根本上打破了将计划经济和市场经济看作是社会基本制度范畴的传统观点, 认为计划和市场都是经济手段, 两者应当有机结合, 通过经济体制改革建立社会主义市场经济体制, 使市场在社会主义国家宏观调控下对资源配置起基础性作用; 金融是现代经济的核心, 应在促进经济发展、技术革新、资源配置及宏观调控等方面发挥重要作用。习近平新时代中国特色社会主义思想对财政与金融的内涵与关系做了进一步延伸与突破, 提出财政是国家治理的基础和重要支柱, 科学的财税体制是优化资源配置、维护市场统一、促进社会公平和实现国家长治久安的制度保障; 金融是国家重要的核心竞争力, 金融工作应遵从回归本源、优化结构、强化监管和市场导向四项重要原则, 坚守政治性、人民性、专业性, 服务实体经济是金融的天职和宗旨。

2. 财政与金融关系论述。

货币资金与货币经济的存在是财政资金与金融资金产生联系的首要前提, 财政与金融在功能与资金融通方面的联系是财政风险金融化产生的理论基础, 政府参与并干预经济活动是财政风险金融化形成与演变的现实基础。

从功能方面来看, 财政与金融在履行相同功能的过程中既存在协同效应, 也存在冲突。财政与金融均具有资源配置和稳定经济的功能, 共同促进现有社会经济资源结构的合理化, 在总量平衡和结构性平衡方面实现政策有机结合, 通过调节货币供给实现经济波动的逆周期调节, 二者既有协调配合的基础, 也有协调配合的必要性, 在功能重合领域实现政策效应协同, 才能“殊途同归”。但财政与金融在履行相同的功能时也存在矛盾与冲突, 在资源配置中可能出现相互争夺挤占有限经济资源的现象, 在稳定经济方面, 当财政过度扩张产生财政风险时, 可能会影响金融与经济稳定。

从资金融通过程来看, 财政资金和金融资金都参与社会资金运动过程, 并且均表现为货币资金的收支, 正因为两者在表现形式上的一致性, 财政与金融在社会再生产的价值分配中才可以存在交集, 财政分配与金融分配才能在资金融通中出现结合部, 资金以各种方式在不同分配领域相互转化。财政资金与金融资金在资金融通中的联系体现为互为收入来源和资金

来源,但同时也存在资金性质上的差异。财政资金的来源与运用通常具有国家强制性和无偿性,资金分配与使用具有所有权单方面转移的性质,存在此得彼失的问题(黄达等,2005^[31]),资金使用范围主要是市场不能充分提供的公共服务领域,并且资金的使用受到法定预算的约束。而金融资金的来源与运用以有偿性为前提,主要来源于社会闲置资金,资金分配主要具有使用权转移的性质,不存在此得彼失的问题。资金主要满足市场主体投资需求,同时还可以创造新的

流通手段和支付手段,扩大金融资金的总规模。资金的使用不受法定预算的约束,更多受到市场机制的调节,使用方式更为灵活机动,可根据经济发展状态和结构调整的需要及时地调整金融资金的流向与规模。

(二) 财政风险金融化的概念与类型

1. 财政风险金融化的概念界定。

政府化解财政赤字风险时,根据化解方式不同,有可能会引起以下三类风险,如表1所示。

表1 财政赤字风险的化解方式及可能引起的风险

风险起源	解决路径	可能出现的风险结果	风险性质
财政赤字	减少支出以求平衡	无法保障政府提供公共服务或公共物品的履职需求	政府履职风险
	发行债券	债务负担过重时,可能产生信用违约风险	政府信用风险和金融风险
	转移财政职能至金融体系(如政策性贷款等)	挤出效应,加大金融机构政策性负担和信用风险,降低盈利能力	金融风险
	增加货币供给量	商品、服务或资产价格上涨引起通货膨胀风险	
	运用金融信贷资金(如政府融资平台贷款等)	信贷过度集中或偿债能力下降等因素导致金融机构资产质量恶化	

本文研究对象是财政风险金融化,即运用金融手段化解财政赤字风险的过程中引发金融风险的问题。具体而言,财政风险金融化是指由于财政与金融在功能和资金融通领域存在客观交集,政府在运用财政工具或是财政资金无法化解财政风险时,可能通过控制金融资金的分配或是使用金融资金来缓解财政风险,在此过程中会造成财政风险向金融体系转移,通过一定渠道转化为金融风险。

2. 类型与表现形式。

依据政府的主体属性不同,政府运用金融手段化解财政风险通常有两种方式,形成了财政风险金融化的两大类型。

第一种类型是政府以经济主体的身份,从金融体系获取资金用于弥补财政资金的不足,或者说将部分金融资金纳入财政分配体系,以此来增加财政可分配的资金总量,降低财政风险。主要有两种路径:第一种路径是影响货币供应量。政府直接向央行透支借款,或是在公开市场上发行债券融资,中央银行或商业银行认购政府债券,造成货币供给量的增加,进而可能引起利率波动或通货膨胀风险;第二种路径是影响以银行机构为主的金融体系,即信贷传导路径。财政可以出资成立企业,以企业身份向金融机构贷款或

是发行企业债券来为政府进行融资,由于企业偿债能力问题可能引起信用违约,形成政府的显性或隐性负债,导致银行机构系统性风险。

第二种类型是政府以公共权力主体的身份,通过行政干预的方式,将财政职能部分转移给金融体系,使金融机构成为“第二财政”,从而减少财政支出。这种类型在政府主导型金融体制中普遍存在,比如要求商业银行向需要特定扶持的市场主体发放优惠贷款、对逾期贷款或不良债权进行政策性处置等,类似的政策性职能使商业银行无法进行独立自主的经营与风险管理,从而承担一定的风险损失,影响金融机构的盈利能力与资产质量。

三、宏观经济效应的理论分析

(一) 双重宏观效应的产生机理与表现

财政风险金融化既可能是金融风险产生的重要来源,也可能是控制和化解财政风险,并以此促进经济增长的有效方式,具有双重宏观效应。财政金融分配是唯一可以提供并创造流通手段和支付手段的货币流通方式,短期内可分配资金总额不变的情况下,财政与金融各自可分配的资金限额与范围必然存在此消彼长的关系。财政与金融都能在各自的领域实现资源配

置效益最大化,但资源配置的方式和效益最大化的含义不同,财政更注重对市场失灵的弥补,通过提供公共物品以实现整个社会的经济效益最大化,可以称为资金的公共性效益;而金融更注重市场机制调节,通过提供有偿的非公共物品实现资金使用价值的最大化,可以称为资金的市场性效益。

1. 财政风险金融化的正向宏观效应。

将金融资金用于财政领域,意味着损失资金本身的一部分使用价值,市场性效益降低,但通过弥补财政资金,提供更多的公共物品,使得资金的公共性效益增加。比如在经济危机时期,积极财政政策通过扩大投资等措施能对经济产生刺激作用,有效对冲经济下行压力,银行信贷资金在支持扩大投资中发挥了关键性作用;国有企业改革过程中,银行承担了国有企业不良债务与改革成本,成功助力国有企业转型升级,为实现中国制造奠定良好基础;在城镇化过程中,金融资金能弥补基础设施建设资金的不足,推进城镇化建设进程,实现基本公共服务的均等化。因此,如果转移的金融资金产生的公共性效益大于损失的市场性效益,则资金总效益是增加的,可以实现社会经济效益的提高,具有正向的宏观经济效应,不能就财政或金融单方面的风险来将其“完全否定”。

2. 财政风险金融化的负向宏观效应。

财政风险金融化的实质是风险的转移,是以金融体系的效益损失增加来降低财政体系的风险损失,风险损失都是客观存在的。如果仅单独研究金融体系,由财政因素引发金融风险,对金融体系产生较为严重的负面影响,那么就认定财政风险金融化表现为负外部性是不客观的,存在片面性。财政风险金融化的负外部性仍需要从宏观层面进行资金效益的“加总”考量,如果金融体系的损失大于财政体系的获益,即转移至财政分配体系的金融资金产生的公共性效益小于在金融分配体系中的市场性效益,那么资金总效益减少。比如地方政府通过各种直接或间接的方式获取金融资金形成过多的隐性债务,超出正常的偿还能力,造成大范围的违约信用风险;或是政府和国有企业对金融资金的使用方式不当,改变资金用途,未产生预期的公共性效益等。这种情况下,可以说明财政风险金融化的存在降低了资金的使用效益,对社会总产出水平具有负向影响,表现

出负向的宏观经济效应。

(二) 宏观经济效应的评价标准

财政风险金融化的宏观经济效应评价标准单独设定于财政或金融领域都是不客观的,因为风险的转移对财政或金融任何一方来说都是单向的获益或损失,所以评价标准只能设定在宏观层面,以宏观经济增长为原则。

1. 评价标准的理论分析。

(1) 全社会财政和金融资源配置的有效性。如果将货币供应量当作外生变量,财政分配与金融分配的资金总额是固定的,各自可支配的资金是此消彼长的关系,假定每单位财政资金与金融资金的产出分别是既定的,那么财政资金与金融资金的总产出与可支配资金总额是等比例关系,也是此消彼长。

如图1所示,AB线表示财政资金与金融资金组合产生的等效益曲线,HF表示在财政资金和金融资金两种资源组合情况下可能达到的社会总产出最大可能性边界。AB和HF的切点P表示合理利用财政资金和金融资金情况下能够达到的宏观经济效益最大化点,在控制财政风险的前提下实现了宏观经济效益的相对最大化。

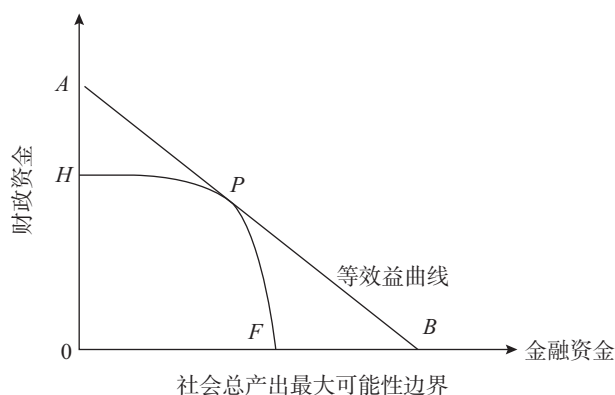


图1 财政风险金融化宏观经济效益的最大化

(2) 宏观成本收益。当财政风险金融化的宏观收益大于宏观成本时,正向效应大于负向效应,总宏观效应为正。财政风险金融化过程中的宏观成本既包括内部成本也包括外部成本,即因此而付出的金融和宏观经济代价。其中,内部成本主要包括融资成本、货币发行成本和对金融机构政策性业务的补贴成本;外部成本包括因通货膨胀造成的资产损失及对经济的不利影响、银行以低于市场价格向政府和国有企业提供表内外融资产生的利息损失和资金损失等风险损失、金融机构经营风险增加、金融市场融资垄断程度

加剧和竞争效率下降、资金配置效率下降、系统性风险加剧、经济增长受到抑制等。

同样，财政风险金融化过程中的宏观收益也包括内部收益和外部收益，即因此而获得的财政和宏观经济收益。内部收益主要是获得金融资金弥补财政赤字，使财政风险减少，确保政府正常履职，完成既定的公共投资等经济战略目标；外部收益是实现基本公共服务均等化和推进城镇化建设进程等国家战略决策部署，促进宏观经济增长，在危机时期有效地刺激经济复苏，避免经济硬着陆等。

如图2所示，横轴代表财政风险金融化的规模程度，纵轴代表财政风险金融化的宏观成本或收益水平。曲线C为成本函数，曲线R为收益函数，随着财政风险金融化的规模和程度逐渐增加，边际成本递增，而边际收益递减，函数满足条件：

$$MC > 0, MR < 0; d(MC) > 0, d(MR) < 0$$

O点为财政风险金融化宏观效益最大化点， $E(O) = R(O) - C(O) = 0, MC = MR$ 。在O点左侧区域，财政风险金融化的宏观效应处于正向区间；在O点右侧区域内，宏观成本大于宏观收益，表现为负向宏观效应。

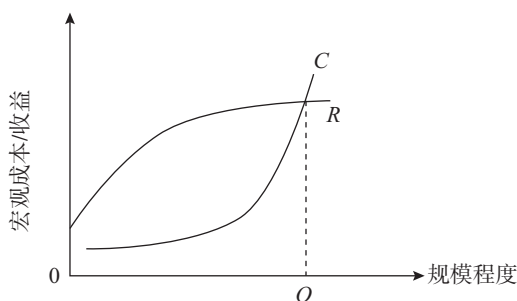


图2 财政风险金融化的宏观成本收益函数

2. 评价标准的具体分析。

财政风险向金融领域的转移就风险表现形式来说可以分为两类，即通货膨胀风险和银行机构系统性风险，因此对财政风险金融化的宏观效应评价可以按是否影响货币供应量划分为两个维度。

一是影响货币供应量，形成了通货膨胀风险。如果财政风险通过作用于货币供应量来影响金融体系，那么可以用通货膨胀率作为判断标准，如果通货膨胀率出现较大波动，对宏观经济运行产生了较为严重的负面影响，财政风险金融化的负向效应就需要严格控制。如果只是温和的通货膨胀，通过扩大货币供给可

以对经济产出形成正向刺激效应，那么财政风险金融化表现为正向宏观效应。

二是未影响货币供应量，形成了银行机构系统性风险。这种情况意味着货币供应量在一定范围内保持稳定，金融风险主要表现为商业银行等金融机构的系统性风险。如果金融机构的系统性风险程度较低，表明金融系统可以承受财政风险金融化的影响，财政风险金融化的负向效应尚处于可控范围。

四、财政风险金融化对宏观经济的影响效应测度

2008年金融危机以后，地方政府作为投融资主体，对金融资源汲取程度加深，财政风险突显，财政风险金融化表现为向地方政府和金融机构体系内部转移，传导路径以地方财政风险—银行机构系统性金融风险为主。基于此，本文将构建各变量的指标体系，运用动态因子分析法合成变量因子，以后金融危机时期为研究对象，对财政风险金融化的宏观经济效应进行分层次论证。

(一) 研究假说

研究财政风险金融化的宏观影响效应需要厘清三个关系：一是财政风险与宏观经济增长的关系。根据凯恩斯的赤字财政政策理论，财政风险对宏观经济增长有直接的影响，扩大政府投资可以弥补社会总投资的不足，增加社会总产出。但赤字扩大和债务风险的增加也会降低政府的偿债能力，影响经济的可持续增长。二是财政风险金融化与宏观经济增长的关系。财政风险金融化表现为金融风险，根源在于财政风险，那么财政风险金融化对宏观经济的影响就应当细化为财政风险影响金融风险，进而影响宏观经济。这里存在一个中间环节，即金融领域的风险，只有通过金融领域的传导才能看作是财政风险金融化对宏观经济的影响，否则认为是财政风险对宏观经济的直接影响。三是金融体系结构对财政风险金融化的影响。金融体系结构的变革在财政风险金融化的演变过程中发挥着关键性的作用，决定了其传导机制与特征表现。

在第一层次的定量分析中，通过建立有调节的中介效应模型，论证财政风险金融化在金融体系结构变量的作用下对宏观经济的影响作用和影响程度，研究假说如下。

H1: 财政风险金融化对宏观经济的中介效应影

响显著存在。财政风险金融化的中介效应影响分为两个阶段,在第一阶段中,财政风险对金融风险存在显著的正效应,现有文献充分证实财政风险对金融体系会产生风险外溢效应,这种隐性的风险传导可能导致系统性金融风险的发生(伏润民等,2017^[32])。此外地方政府作为行政主体,采取一系列的金融抑制措施也会导致金融风险的累积。在第二阶段中,金融风险对宏观经济存在显著的负效应,银行机构作为主要的资金中介,一旦盈利能力和资产质量恶化,不仅反映了实体经济的疲软,也降低了资金供给能力,导致宏观经济增长趋缓。

H2: 金融体系结构对中介效应的两个阶段均存在调节作用。在第一阶段中对财政风险与金融风险的关系有显著的负向调节作用,随着财政金融制度改革与完善,防控重大金融风险措施的落实,财政风险向金融风险的传导扩散会减缓。在第二阶段中对金融风险与宏观经济的关系有显著的正向调节作用,宏观经济的发展与对金融的依赖度是同步的,面临发展与风险问题时,金融资金的需求只增不减,非金融企业对银行信贷资金的依赖、政策性贷款增长和中小银行规模扩大等因素都将放大金融风险对宏观经济的传导效应。

(二) 变量及数据

1. 指标选取。

财政金融风险、金融体系结构和宏观经济状况仅用单个指标衡量可能存在片面性,需要综合不同类型的多个指标进行客观评价。本文使用 SPSS23 统计软件进行各指标综合因子的构建,运用动态因子分析法分别构建宏观经济因子 Y , 地方财政风险因子 E_1 , 金融体系结构因子 E_2 , 银行机构系统性风险因子 F , 在此基础上进行模型回归分析。财政风险金融化的宏观影响效应模型中涉及的主要变量指标设定如下。

(1) 宏观经济因子 Y 。为全面反映宏观经济状况,本文选取可以代表三大均衡市场的变量指标,共计三个指标值,即产品市场用 GDP 不变价的当季值表示,劳动力市场用城镇登记失业率表示,货币市场用货币供应量 M_2 季末值表示。

(2) 地方财政风险因子 E_1 。主要反映地方财政的赤字风险与债务风险,变量指标包括固定资产投资完成额累计值、地方政府债务率、地方政府负债率、

地方财政自给率、地方政府杠杆率和地方政府债务偿还率六项。地方财政债务规模与固定资产投资完成额高度正相关,指标值越大表示地方政府的债务风险越大。

(3) 金融体系结构因子 E_2 。金融体系结构特征主要表现为三个方面:一是金融发展水平。金融发展水平表现为经济对金融体系的依赖度,决定了政府通过金融体系的融资水平(毛捷等,2019^[33]),用金融机构各项贷款余额/GDP 表示。二是融资结构。我国融资结构以间接融资方式为主,银行表内外信贷资金是市场主体主要的资金来源,指标主要包括当期新增信贷资金占比、政策性贷款余额和非金融企业部门杠杆率三项,指标值越高,表示间接融资规模越大,投资对金融信贷资金的依赖度越高。三是中小银行规模。中小银行规模体现了中小银行在资金供给方面的能力与作用,地方政府对金融资源的控制力主要集中在中小金融机构,中小银行的资产负债规模越大,地方政府可以汲取的金融资金越多,运用金融手段化解财政风险的能力越强,因而财政风险金融化效应越显著。指标主要包括中小型银行资产规模占比、中小型银行负债规模占比和中小型银行新增贷款占比三项。

(4) 银行机构系统性风险因子 F 。用于衡量商业银行的盈利能力与风险状况,选取了新巴塞尔协议中通用的银行业监管指标,主要包括资本利润率、资产利润率、资本充足率、不良贷款率、拨备覆盖率和流动性比例六项。

2. 数据来源与处理。

变量指标的选取充分考虑了数据的可获得性和连续性,由于研究范围为后危机时期的财政风险金融化问题,我国在 2008 年年底开始实施经济刺激计划,综合考虑扩张性政策实施效果的滞后性、国有银行股份制改革以及前一轮周期中金融风险化解的政策效果等因素,指标数据区间确定为 2009 年第 2 季度至 2019 年第 4 季度,共计 43 期,均为季度数据。变量指标的数据值主要来源于 WIND 资讯、中国统计年鉴、中国金融统计年鉴等数据库和统计资料;地方政府杠杆率和非金融企业部门杠杆率数据来源于国家资产负债表研究中心(CNBS)。由于基础数据存在频度和量级上的差异,在计算指标值时先后进行了对数化处理、频度转换、缺失数据处理、季节调整 and 标准化处理。

(三) 模型构建

本文将建立有调节的中介效应模型对样本数据进行回归分析, 并使用因果逐步回归改良法对调节效应和中介效应等进行检验。

1. 有调节的总效应。

首先运用层次分析法检验自变量(地方财政风险 E_1) 对因变量(宏观经济 Y) 的总效应和调节变量(金融体系结构 E_2) 是否在总效应影响中发挥调节作用及调节方向。建立有调节的总效应模型如下:

$$Y = \alpha + \alpha_1 E_1 + \alpha_2 E_2 + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$Y = \alpha + \alpha_1 E_1 + \alpha_2 E_2 + \alpha_3 E_1 \times E_2 + \varepsilon_1 \quad (2)$$

式(1)表示财政风险对宏观经济的总效应, 财政风险的总效应为 α_1 , 式(2)表示财政风险对宏观经济有调节的总效应, 财政风险有调节的总效应为 $\alpha_1 + \alpha_3 E_2$ 。如果 α_1 检验结果显著, 说明财政风险对宏观经济有直接影响, 如果 α_3 也显著, 说明金融体系结构对财政风险的总效应存在调节作用, 表明金融发展水平和融资结构等因素对宏观经济的风险传导存在显著影响。

2. 有调节的中介效应。

在总效应显著的情况下进一步检验财政风险通过金融风险影响宏观经济的中介路径, 同时检验金融体系结构这一调节变量是否对两个阶段的中介效应具有调节作用, 分别建立两个阶段有调节的中介效应模型, 第一阶段中介效应模型如下:

$$F = \beta_0 + \beta_1 E_1 + \beta_2 E_2 + \varepsilon_2 \quad (3)$$

$$F = \beta_0 + \beta_1 E_1 + \beta_2 E_2 + \beta_3 E_1 \times E_2 + \varepsilon_2 \quad (4)$$

式(3)表示财政风险对中介变量金融风险的中介效应, 式(4)表示财政风险对金融风险有调节的中介效应。第二阶段中介效应模型如下:

$$Y = \alpha'_0 + \alpha'_1 E_1 + \alpha'_2 E_2 + \gamma_1 F + \varepsilon_3 \quad (5)$$

$$Y = \alpha'_0 + \alpha'_1 E_1 + \alpha'_2 E_2 + \alpha'_3 E_1 \times E_2 + \gamma_1 F + \gamma_2 F \times E_2 + \varepsilon_3 \quad (6)$$

式(5)表示财政风险对宏观经济的中介效应, 或者说财政风险金融化的宏观经济效应, 式(6)表示财政风险对宏观经济有调节的中介效应。财政风险对宏观经济的中介效应可表示为 $\beta_1 \gamma_1$, 直接效应为 α'_1 ; 有调节的中介效应为 $(\beta_1 + \beta_3 E_2) \times (\gamma_1 + \gamma_2 E_2)$, 有调节的直接效应为 $\alpha'_1 + \alpha'_3 E_2$ 。若 β_1 和 β_3 同时不显著或 γ_1 和 γ_2 同时不显著, 说明中介效应不存在, 否则说明中介效应存在。在中介效应存在的前提下, 如果 β_3 与 γ_2 同时显著, 说明调节变量对第一阶段和第二阶段的中介效应均存在调节作用。

(四) 实证结果与分析

在进行回归估计之前对变量因子数据的平稳性进行检验, 宏观经济因子和地方财政风险因子经一阶差分转换后变为平稳的时间序列数据。

1. 描述性统计分析。

财政风险金融化模型数据的描述性统计分析结果如表2所示。2009年至2019年期间, 宏观经济整体波动大于地方财政风险和银行机构系统性风险的波动幅度, 表明实体经济的波动要大于金融体系的波动, 与实际情况基本相符。

表2 财政风险金融化中介效应模型描述性统计分析

变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值
宏观经济因子 Y	0.101	0.856	-1.544	1.667
银行机构系统性风险因子 F	0.112	0.464	-1.285	0.626
地方财政风险因子 E_1	0.088	0.789	-0.982	1.481
金融体系结构因子 E_2	0.108	0.798	-1.349	1.230

2. 有调节的总效应实证分析。

财政风险有调节的总效应模型实证结果如表3所示。估计结果表明地方财政风险对宏观经济总体上存在显著的负效应, 金融体系结构对财政风险与宏观经济的关系有正向调节作用。

3. 有调节的中介效应实证分析。

以银行机构系统性风险作为中介变量, 财政风险金融化有调节的中介效应模型实证分析结果如表4所示。

表 3 有调节的总效应实证分析结果

变量名称	模型 (1)	模型 (2)
	宏观经济 Y	宏观经济 Y
地方财政风险 E_1	-0.249*** (0.064)	-0.257*** (0.062)
金融体系结构 E_2	0.574*** (0.199)	0.616*** (0.192)
交互项 $E_1 \times E_2$	—	0.162** (0.078)
常数项	-0.021 (0.027)	-0.023 (0.026)
R^2	0.429	0.485

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。括号内为稳健标准误。下同。

表 4 有调节的中介效应实证分析结果

变量名称	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
	金融风险 F	金融风险 F	宏观经济 Y	宏观经济 Y
财政风险 E_1	0.538*** (0.079)	0.679*** (0.078)	-0.192*** (0.048)	-0.117*** (0.031)
财政风险与金融体系结构交互项 $E_1 \times E_2$	—	-0.467*** (0.122)	—	0.016 (0.035)
金融体系结构 E_2	0.498** (0.238)	0.576*** (0.207)	0.233*** (0.053)	0.002 (0.020)
金融风险 F	—	—	-0.106** (0.048)	-0.263** (0.107)
金融风险与金融体系结构交互项 $F \times E_2$	—	—	—	0.588*** (0.129)
常数项	0.095 (0.052)	0.084 (0.045)	0.002 (0.015)	0.015 (0.015)
R^2	0.528	0.656	0.389	0.520

在第一阶段的中介效应中，财政风险 E_1 的回归系数在加入调节变量前后均为正值，且在 1%的水平上显著，说明地方财政风险对银行机构系统性风险存在显著的正向影响。第二列检验值中财政风险与金融体系结构交互项 $E_1 \times E_2$ 的回归系数是 -0.467，且在 1%的水平上显著，说明金融体系结构对于财政风险与金融风险的关系具有显著的负向调节作用，即金融体系结构的发展变化可以减缓财政风险金融化的程度。

在第二阶段的中介效应中，金融风险 F 的回归系数在加入调节变量前后均为负值，且在 5%的水平上显著，说明银行机构的系统性风险对宏观经济存在

显著的负向影响，验证了研究假说 H1。第四列检验值中金融风险与金融体系结构交互项 $F \times E_2$ 的回归系数是 0.588，且在 1%的水平上显著，说明金融体系结构对于金融风险与宏观经济的关系具有显著的正向调节作用，表明这一时期金融体系结构的变化加剧了银行机构的系统性风险对宏观经济的负外部性，验证了研究假说 H2。

综上，根据中介效应两个阶段的回归估计结果，表 4 第三列检验值显示式 (5) 中财政风险 E_1 的系数 α'_1 显著，表明财政风险金融化对宏观经济的影响属于部分中介效应。根据部分中介效应的原理，式 (3) 和式 (5) 中系数 β_1 和 γ_1 的乘积与 α'_1 的符号

均为负，符号同向说明不存在遮掩效应，中介效应占总效应的比例为 $\beta_1\gamma_1/\alpha_1$ ，根据模型方程的估计结果，这一比例约为 22.89%，表明大约 22.89%的财政风险通过金融领域影响宏观经济，即财政风险金融化的宏观效应存在，且在整个财政风险宏观效应中的占比约为四分之一。

加入调节变量后，在财政风险金融化有调节的中介效应模型中，第一阶段中介效应为 $0.679 - 0.467E_2$ ，第二阶段中介效应为 $-0.263 + 0.588E_2$ 。财政风险金融化有调节的中介效应为：

$$(0.679 - 0.467E_2) \times (-0.263 + 0.588E_2) = -0.179 + 0.522E_2 - 0.275E_2^2$$

以 E_2 的平均值估计，有调节的中介效应约为 -0.084 ，中介效应为负说明这一时期财政风险金融化对宏观经济在总体上具有显著的负面影响。财政风险金融化有调节的总效应约等于直接效应与中介效应之和，即有调节的总效应约为：

$$(-0.117 + 0.016E_2) + (0.679 - 0.467E_2) \times (-0.263 + 0.588E_2) = -0.296 + 0.538E_2 - 0.275E_2^2$$

以 E_2 的平均值估计，有调节的总效应约为 -0.198 ，总效应为负说明财政风险金融化在金融体系结构因素的调节作用下与宏观经济存在显著的负向关系，整体上这一时期的财政风险金融化表现为负向宏观效应。在调节变量作用下中介效应占总效应的比例约为 42.42%，表明在金融体系结构因素影响下，财政风险金融化的宏观效应在财政风险宏观效应中所占比重显著上升。

(五) 稳健性检验

在研究财政风险与宏观经济波动的关系时，模型设定中因变量为宏观经济因子，由代表产品市场、劳动力市场和货币市场的三类指标动态合成，现剔除劳动力市场和货币市场影响，以 GDP 不变价作为因变量，表示这一时期宏观经济增长情况。

表 5 相关模型稳健性检验结果

变量名称	模型 (1)	模型 (2)	模型 (5)	模型 (6)
	lnGDP	lnGDP	lnGDP	lnGDP
财政风险 E_1	-0.296*** (0.049)	-0.309*** (0.046)	-0.361*** (0.082)	-0.149*** (0.041)
财政风险与金融体系结构交互项 $E_1 \times E_2$	—	0.149** (0.058)	—	0.051 (0.034)
金融体系结构 E_2	0.283* (0.152)	0.322** (0.143)	1.425*** (0.257)	0.764*** (0.150)
金融风险 F	—	—	-0.459** (0.221)	-0.144** (0.068)
金融风险与金融体系结构交互项 $F \times E_2$	—	—	—	0.481*** (0.152)
常数项	0.002 (0.021)	0.001 (0.020)	-0.046 (0.029)	-0.025 (0.014)
R^2	0.547	0.612	0.787	0.855

注：lnGDP 表示 GDP 不变价当季值取对数。

据此重新进行相关模型的回归检验，得到模型的回归检验结果如表 5 所示。模型稳健性检验结果显示，替换因变量样本数据，使用最能代表宏观经济波动的实际 GDP 增长率作为新的被解释变量，相关模型中的主要变量系数并未发生能影响研究结论的实质性变动，说明这一回归结果与之前的中介效应模型研

究结果不存在实质性差异，由此得出前述财政风险金融化的中介效应模型结论是比较稳健的。

五、财政风险金融化的双重宏观效应检验

(一) 研究假说

第二层次的论证是运用时间序列的门限回归模

型,验证财政风险与宏观经济、财政风险金融化与宏观经济的非线性关系,研究假说如下。

H3: 财政风险与宏观经济之间、财政风险金融化与宏观经济之间均存在倒U型关系,财政风险金融化能够延缓财政风险的负向宏观效应。

(二) 模型构建

根据门限回归模型基本原理,对财政风险金融化的宏观影响效应作进一步扩展分析。将地方财政风险因子和银行机构系统性风险因子依次作为门限变量,使用单门限回归模型,模型设定如下:

1. 地方财政风险因子作为门限变量。

以宏观经济因子 Y 为被解释变量,地方财政风险因子 E_1 和金融体系结构因子 E_2 为解释变量,其中 E_1 为门限变量,构建财政风险的宏观影响效应门限

回归模型。

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 E_{1t} \cdot I(E_{1t} \leq \gamma) + \alpha_2 E_{1t} \cdot I(E_{1t} > \gamma) + \alpha_3 E_{2t} + \varepsilon_t \quad (7)$$

2. 银行机构系统性风险因子作为门限变量。

以宏观经济因子 Y 为被解释变量,地方财政风险因子 E_1 、金融体系结构因子 E_2 和银行机构系统性风险因子 F 为解释变量,其中 F 为门限变量,构建财政风险金融化的宏观影响效应门限回归模型。

$$Y_t = \beta_0 + (\beta_1 E_{1t} + \beta_2 F_t) \cdot I(F_t \leq \gamma) + (\beta_3 E_{1t} + \beta_4 F_t) \cdot I(F_t > \gamma) + \beta_5 E_{2t} + \varepsilon_t \quad (8)$$

(三) 实证结果与分析

1. 财政风险的门限效应。

模型(7)的回归估计结果如表6所示。

表6 财政风险门限效应的实证分析结果

变量名称	系数	稳健标准误	P值	显著性
金融体系结构因子 E_2	1.117	0.092	0.000	***
地方财政风险因子 $E_1(E_1 \leq -0.072)$	0.128	0.053	0.017	**
地方财政风险因子 $E_1(E_1 > -0.072)$	-0.239	0.088	0.006	***
门限值: -0.072		SSR值: 1.609		BIC值: -134.224

用BIC最小准则确定的门限值个数是1,与自定义门限值个数为1的门限效应检验结果相同,表明财政风险在样本区间内仅有1个门限值,将样本划分为两个区间。表6中门限值为-0.072,对应的时间变量值为2012年第4季度,在第一区间内,地方财政风险与宏观经济存在显著的正效应;在第二区间内,

地方财政风险与宏观经济存在显著的负效应。表明地方财政风险对宏观经济的影响呈倒U型,且负效应的影响作用更大。

2. 财政风险金融化的门限效应。

模型(8)的回归估计结果如表7所示。

表7 财政风险金融化门限效应的实证分析结果

变量名称	系数	稳健标准误	P值	显著性
地方财政风险因子 E_1	-0.102	0.042	0.016	**
金融体系结构因子 E_2	0.176	0.046	0.000	***
银行机构系统性风险因子 ($F \leq 0.052$)	0.093	0.027	0.001	***
银行机构系统性风险因子 ($F > 0.052$)	-0.019	0.019	0.314	
门限值: 0.052		SSR值: 0.279		BIC值: -213.447

用BIC最小准则确定的门限值个数与自定义门限值个数为1的门限效应检验结果相同,表明银行机构

系统性风险因子在样本区间内仅有1个门限值,将样本划分为两个区间。表7中门限值为0.052,对应的

时间变量值为 2013 年第 2 季度，在第一区间内，财政风险金融化与宏观经济存在显著的正效应；在第二区间内，财政风险金融化对宏观经济存在负效应。

3. 门限回归模型的稳健性检验。

信用风险指标具有核心作用，将银行机构的系统

性风险聚焦于信用风险，对模型进行稳健性检验。以银行机构的整体不良贷款率（NLR）作为门限变量，NLR 通过了 ADF 平稳性检验，经过标准化处理后代入式（8），模型稳健性检验结果如表 8 所示。

表 8 财政风险金融化门限效应的稳健性检验

变量名称	系数	稳健标准误	P 值	显著性
地方财政风险因子 E_1	-0.092	0.044	0.035	**
金融体系结构因子 E_2	0.096	0.048	0.044	**
银行机构不良率 ($C_NLR \leq 0.319$)	0.044	0.016	0.005	***
银行机构不良率 ($C_NLR > 0.319$)	-0.155	0.068	0.023	**
门限值: 0.319		SSR 值: 0.228		BIC 值: -222.632

表 8 中门限值为 0.319（标准化处理后的数据），对应的不良贷款率原始变量值为 1.86%，对应的时间变量值为 2018 年第 2 季度，相关模型中的主要变量系数并未发生能影响研究结论的实质性变动，比较而言，财政风险金融化对宏观经济增长的负面抑制作用更大。考虑到金融机构真实的不良贷款情况远比账面数据严重，实际拐点出现的时间应当早于表 8 中门限值对应的时间。

综上所述，财政风险、财政风险金融化与宏观经济的门限效应回归结果表明各有一个拐点，使得财政风险的宏观经济效应和财政风险金融化的宏观经济效应均呈现倒 U 型的非线性关系，且财政风险金融化的宏观效应拐点相较于财政风险的宏观效应拐点后移，表明财政风险向金融领域的转移一定程度上延缓了财政风险对宏观经济的直接负面冲击，使负面效应滞后发生，可以论证研究假说 H3。

六、财政风险金融化的预警防控机制

财政风险金融化的预警防控机制应当建立在双重宏观效应的基础上，明确预警与防控的触发标准与控制目标。财政风险与财政风险金融化的宏观经济效应如图 3 所示，虚线表示财政风险与宏观经济的非线性关系，实线表示财政风险金融化与宏观经济的非线性关系，点 O' 和 O 分别表示两者关系的拐点。

点 O' 和 O 两个拐点可以把整个区间划分为三个部分，从左到右依次为低风险区间、预警区间和控制区间，财政风险宏观效应的拐点 O' 是预警机制的触

发标准，财政风险金融化宏观效应的拐点 O 是防控机制的触发标准，总体上讲财政风险金融化的控制目标是将财政风险金融化保持在低风险区间与预警区间内，严格控制财政风险金融化对宏观经济的负面影响，实现金融稳定与经济增长的双重目标。财政风险金融化的预警防控机制具体可分为三个阶段。

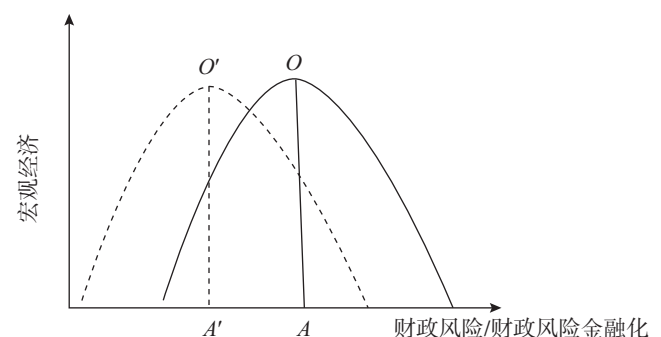


图 3 财政风险与财政风险金融化的宏观经济效应

第一阶段是 O' 的左侧区间，属于低风险区间。财政风险和财政风险金融化对宏观经济均具有正向促进作用。政府通过发行债券、提高赤字率或是加大对金融资金的使用来扩大总投资和总产出，可以提升宏观经济的整体效益。

第二阶段是 O' 和 O 的中间区间，属于预警区间。财政风险对宏观经济开始出现负外部性，财政风险金融化对宏观经济仍保持正外部性，在此区间内财政风险已超出合理限度，财政风险向金融体系的转移较为明显，但整体上资金的市场性效益损失小于公共性效益增加。从宏观经济层面来看，资金使用的整体效益仍为正值，财政风险金融化的宏观收益大于宏观成

本,不仅延缓了财政风险的负面冲击,而且有效地支持了宏观经济增长。在预警区间,对于财政风险需要进行适度控制,避免财政风险的快速累积与蔓延对金融体系造成过度影响。

第三阶段是 O 的右侧区间,属于控制区间。财政风险和财政风险金融化对宏观经济都具有负外部性,表明金融体系对财政风险的负担已经超出合理限度,导致了银行机构的系统性风险,金融体系的盈利能力与资产质量显著下降,资金供给能力和对实体经济的支持力度减弱,影响了金融稳定与经济可持续增长。财政风险与财政风险金融化处于控制区间时,应当进行政策性干预和外部监管,采取精准有效的防范化解风险措施使财政金融风险降至低风险区间或预警区间内,严格防控财政风险金融化的负向宏观效应。

七、研究结论与政策建议

本文从财政与金融关系理论出发,界定了财政风险金融化的概念与类型,从理论层面提出了财政风险金融化双重宏观效应产生机理、评价标准和宏观经济效应最优点。以后金融危机时期为研究对象,分层次论证了财政风险金融化宏观效应程度及双重宏观效应,在此基础上设定了预警防控区间模型。主要研究结论包括:一是后金融危机时期财政风险对宏观经济存在显著负效应,持续的赤字财政政策在长期内会抑制宏观经济增长,财政风险金融化对宏观经济的中介效应影响显著存在,且总体上为负效应,财政风险金融化的宏观效应在整个财政风险宏观效应中的占比约为四分之一。二是金融体系的结构因素对财政风险金融化的演变发展具有关键性作用。财政风险的总效应中,金融体系结构对财政风险与宏观经济的关系有正向调节作用;在中介效应中,金融体系结构对第一阶段的财政风险与金融风险的关系有显著的负向调节作用,对第二阶段的金融风险与宏观经济的关系有显著的正向调节作用。在金融体系结构因素影响下,财政风险金融化的宏观效应在财政风险宏观效应中所占比重显著上升至42.42%。三是财政风险与宏观经济、财政风险金融化与宏观经济均存在非线性的倒U型关系,且财政风险金融化的宏观效应拐点相对滞后,说明财政风险金融化具有双重宏观效应,并且可以延缓财政风险对宏观经济的负面冲击。

综上所述,财政风险金融化既是宏观周期逆调节

的重要抓手,也是周期性金融风险的主要来源。防控我国系统性金融风险的关键在于防控财政风险金融化的负外部性,根源在于管控财政风险。因此,在财政风险金融化的预警机制建立方面,应当以双重宏观效应为前提基础,明确触发条件与控制目标,将财政风险金融化保持在低风险区间与预警区间,对于进入控制区间的财政风险金融化需要实施风险化解与处置措施,精准高效地进行政策干预。

在政策改进与完善方面,应深化财政金融制度改革,通过加强预算约束、改革财税体制、严管隐性债务防范财政风险,通过金融市场化改革促进金融约束与金融深化发展,减弱影响金融风险的制度性因素,最大程度地阻断财政风险金融化的信贷传导机制。此外,由于我国系统性金融风险的特殊性,现行以金融工具为主的宏观审慎管理政策在应对金融风险、经济衰退时的能力不足,对经济衰退造成的金融不稳定缺乏有效应对(卜林等,2016^[34]),以信贷增速为盯住目标的宏观审慎金融政策会在信贷规模扩张时限制流动性的过快增长(苏嘉胜和王曦,2019^[35]),削弱了积极型财政政策的实施效果。因此,为完善防控财政风险金融化的政策体系,应当提升财政在宏观审慎管理中的定位与作用,建立财政金融双支柱的宏观审慎管理框架,弥补现行金融政策工具的局限性,理顺央地权责关系,充分发挥财政在防范化解重大风险方面的关键作用,提高财政在维护金融稳定工作方面的参与度,扩大职责范围,提升宏观审慎管理政策效果,实现财政风险金融化的宏观效益最大化。

具体而言,财政应充分利用制度性与结构性工具的优势,在宏观调控、金融监管协调、政府债务管理、出资人职责以及政策性金融发展等职能领域做好宏观审慎管理工作,成为防控系统性风险与维护金融稳定的重要支柱。

一是加强财政政策与金融政策在宏观审慎管理中的宏观协调,形成双支柱宏观审慎管理框架。研究制定符合宏观经济形势的财政与金融政策组合,实现更精准灵活的调控。科学地运用财政与金融工具使财政风险金融化处于合理区间,最大程度地发挥财政风险金融化在资金供给与促进经济增长等方面的作用,促进政府实现平衡稳增长与防风险的政策目标中取得最优均衡。此外,财政政策可以利用结构性调节的优势,发挥财政的资源配置功能,综合运用税收、财政

支出、财政补贴等结构性政策工具对产能过剩、投资集中度过高等结构性的经济金融风险实施有效管控。

二是提升财政在金融监管协调中的作用，减少各部门的条块管理矛盾。提升财政在中央层级金融监管协调机制中的重要作用和各级政府在地方层级金融稳定协调机制中的主导作用，建立常态化、高效率、多层级的金融监管协调机制，增加行政与制度约束力，提高运作效率。一方面可以解决行政体制带来的协调权威与动力不对称问题，另一方面也使财政的事前防范与事后救助责任对等，统一事权与支出责任，在现有的金融安全网框架下理清财政的“越位”与“缺位”，加大财政对于事前防范的监管责任，同时也能更好地落实属地责任管理，解决在金融风险处置中存在的动力不足等问题，实现成本最小化的风险处置目标。

三是加强对地方政府债务风险的管控，实现对融资供需双方的金融监管。在金融监管和防控金融风险工作中，财政与金融应加强协调配合能力，共同作用于融资的供需双方，其中财政要加大对融资需求端的管理，着力防范政府隐性债务风险。一方面要严格财经纪律和预算约束，提高财政资金使用效益，对资金产出效益较低的项目及时清理退出，严控债券发行规模与使用范围。另一方面，在制定债务政策时要考虑对宏观经济、金融市场，特别是对银行信贷资金需求的影响。金融要侧重对融资供给端的管理，保持严监

管与强监管力度，促进金融回归本源、业务回归表内，对表内外信用风险资产定期开展专项评估，摸清风险底数，跟踪风险变化，提高金融监管创新能力与监管水平。

四是履行出资人职责，落实股东监督责任。财政作为经济主体应切实履行出资人职能，管控国有企业债务风险与中小金融机构风险。一是要加快国有企业混合所有制改革，打破隐性的政企利益联结，有机统筹计划与市场，加强对国有控股企业的风险管理，充分发挥股东董事监管职责。管住管好国有金融资本，遵循市场化机制分配使用金融资金，杜绝任何形式的政府显性或隐性担保，最大程度地降低甚至消除地方政府隐性债务中的国有企业债务部分。二是落实高风险中小金融机构的股东监督与救助责任，参与问题控股公司的风险预警及早期纠正措施的实施，强化早期风险的防范管理职责。

五是化解政策性金融风险难题，发挥财政资金的杠杆作用。财政资金应当在政策性金融、普惠金融等领域发挥杠杆效应和引导作用，由金融资金遵循市场定价，财政资金弥补风险溢价以增进社会福利。积极投入财政资金科学规划产业园区，形成集聚效应，扩大政府引导基金规模与机构参与范围，提高资金使用绩效，创新股权财政模式和金融机构综合金融服务模式。同时建立风险补偿基金或政府融资担保基金补偿中小企业融资的风险溢价，形成政银风险共担机制。

参考文献

- [1] 郑永海. 金融风险与财政风险的综合防范 [J]. 经济与管理研究, 2002 (3): 58-59.
- [2] 王金龙. 宏观调控要关注财政风险与金融风险的相关性 [J]. 财政研究, 2005 (10): 43-45.
- [3] 周彩霞. 招商引资热背景下的财政风险与金融风险 [J]. 浙江金融, 2007 (11): 20-21.
- [4] 曹廷求, 张甜. 财政风险金融化: 理论内涵与产生机理 [J]. 经济评论, 2023 (3): 63-78.
- [5] 秦海林. 金融风险财政化、财政风险金融化与经济增长 [J]. 上海金融, 2010 (3): 17-22.
- [6] Barro R J. On the Determination of the Public Debt [J]. Journal of Political Economy, 1979, 87 (5): 940-971.
- [7] Sargent T J, Wallace N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic [J]. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 1981 (5): 1-17.
- [8] Khundrakpam J K, Pattanaik S. Fiscal Stimulus and Potential Inflationary Risks: An Empirical Assessment of Fiscal Deficit and Inflation Relationship in India [J]. Journal of Economic Integration, 2010, 25 (4): 703-721.
- [9] Burnside C, Eichenbaum M, Rebelo S. Prospective Deficits and the Asian Currency Crisis [J]. Journal of Political Economy, 2001, 109 (6): 1155-1197.
- [10] Cebotari A. Contingent Liabilities: Issues and Practice [Z]. IMF Working Paper, No. 2008/245.
- [11] 盛宏清. 政府赤字与金融危机之间的关系——试析阿根廷金融危机 [J]. 拉丁美洲研究, 2003 (2): 12-15.
- [12] 叶青. 防范金融风险的财政对策 [J]. 财经论丛 (浙江财经学院学报), 1998 (6): 32-35.
- [13] 尹音频. 财政运行机制与金融风险探析 [J]. 财经论丛 (浙江财经学院学报), 2001 (2): 21-27.
- [14] 汤小青. 我国金融风险形成的财政政策环境和制度因素 [J]. 金融研究, 2002 (11): 1-10.

- [15] 阎坤. 积极财政政策的通货膨胀风险分析 [J]. 税务研究, 2002 (6): 9-14.
- [16] 崔光庆. 我国隐性财政赤字与金融风险的对策研究 [J]. 宏观经济研究, 2007 (6): 30-35.
- [17] 徐海波. 地方政府财政风险转化为金融风险的途径及对策研究 [J]. 武汉金融, 2013 (9): 26-28.
- [18] 郭贯成, 汪勋杰. 地方政府土地财政的动机、能力、约束与效应: 一个分析框架 [J]. 当代财经, 2013 (11): 25-35.
- [19] 李玉龙. 地方政府债券、土地财政与系统性金融风险 [J]. 财经研究, 2019 (9): 100-113.
- [20] 陈松威. 分权、地方政府债务与金融风险 [J]. 现代管理科学, 2017 (2): 73-75.
- [21] Giovannini A, Melo M. Government Revenue from Financial Repression [Z]. NBER Working Paper, No. 3604, 1991.
- [22] Hileman G. Origins and Measurement of Financial Repression: The British Case in the Mid-20th Century [Z]. Financial History Workshop, Brussels, 2016-05-27.
- [23] 张富祥, 张颖. 金融压抑、政府支出与经济增长 [J]. 云南财经大学学报, 2014 (3): 83-88.
- [24] Cole S. Financial Development, Bank Ownership, and Growth. Or, Does Quantity Imply Quality? [J]. The Review of Economics, 2009, 91 (1): 33-51.
- [25] Johansson A C. Financial Repression and China's Economic Imbalances [Z]. CERC Working Paper 22, 2012.
- [26] 潘英丽. 对中国金融系统性风险的追问——制度成因、历史差异与化解之策 [J]. 探索与争鸣, 2014 (7): 47-52, 2.
- [27] 张杰, 杨连星. 中国金融压制体制的形成、困境与改革逻辑 [J]. 人文杂志, 2015 (12): 43-50.
- [28] 卢文鹏. 渐进转型中的制度性公共风险 [J]. 战略与管理, 2002 (3): 39-46.
- [29] Xu G D. China's Financial Repression: Symptoms, Consequences and Causes [J]. The Copenhagen Journal of Asian Studies, 2018, 36 (1): 28-49.
- [30] 张微微. 财政压力、金融抑制与经济增长方式转型 [J]. 财经问题研究, 2017 (4): 69-74.
- [31] 黄达, 陈共, 侯梦麟, 等. 黄达书集 (第三卷) ——社会主义财政金融问题 [M]. 北京: 中国金融出版社, 2005.
- [32] 伏润民, 缪小林, 高跃光. 地方政府债务风险对金融系统的空间外溢效应 [J]. 财贸经济, 2017 (9): 31-47.
- [33] 毛捷, 刘潘, 吕冰洋. 地方公共债务增长的制度基础——兼顾财政和金融的视角 [J]. 中国社会科学, 2019 (9): 45-67.
- [34] 卜林, 郝毅, 李政. 财政扩张背景下我国货币政策与宏观审慎政策协同研究 [J]. 南开经济研究, 2016 (5): 55-73, 88.
- [35] 苏嘉胜, 王曦. 宏观审慎管理的有效性及其与货币政策的协调 [J]. 财贸经济, 2019 (9): 65-83.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

(上接第14页)

- [35] 金太军, 姚虎. 国家认同: 全球化视野下的结构性分析 [J]. 中国社会科学, 2014 (6): 4-23, 206.
- [36] 吕炜, 靳继东. 财政、国家与政党: 建党百年视野下的中国财政 [J]. 管理世界, 2021 (5): 24-45, 70, 3.
- [37] 匡小平, 熊高鹏. 中国现代财政制度建设的时代背景、理论基础和主要内容——对党的二十大关于深化财税改革的思考 [J]. 当代财经, 2023 (1): 29-42.
- [38] 渠敬东. 项目制: 一种新的国家治理体制 [J]. 中国社会科学, 2012 (5): 113-130, 207.
- [39] 习近平. 中国式现代化是中国共产党领导的社会主义现代化 [J]. 求是, 2023 (11): 4-7.
- [40] 刘尚希, 傅志华, 李成威, 等. 全面认识财政是国家治理的基础和重要支柱——学习习近平总书记关于财政问题的重要论述 [J]. 财贸经济, 2022 (2): 5-17.
- [41] 王浦劬, 汤彬. 当代中国治理的党政结构与功能机制分析 [J]. 中国社会科学, 2019 (9): 4-24, 204.
- [42] 王玉玲, 赵晓明. 马克思主义国家观视角下的中国财政学体系构建 [J]. 教学与研究, 2018 (5): 103-112.
- [43] 闫坤, 史卫. 中国共产党百年财政思想与实践 [J]. 中国社会科学, 2021 (11): 95-114, 206.
- [44] 樊丽明. 健全现代预算制度: 回顾与前瞻 [J]. 财政研究, 2022 (11): 8-13.
- [45] 习近平. 在纪念马克思诞辰200周年大会上的讲话 [N]. 人民日报, 2018-05-05.
- [46] 习近平. 在参加内蒙古代表团审议时强调: 坚持人民至上不断造福人民把以人民为中心的发展思想落实到各项决策部署和实际工作中 [N]. 人民日报, 2020-05-23.
- [47] 李实, 朱梦冰. 推进收入分配制度改革促进共同富裕实现 [J]. 管理世界, 2022 (1): 52-61, 76, 62.
- [48] 岳希明, 张玄. 强化我国税制的收入分配功能: 途径、效果与对策 [J]. 税务研究, 2020 (3): 13-21.
- [49] 习近平. 习近平谈治国理政 (第四卷) [M]. 北京: 外文出版社, 2022: 390.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

住房金融化能否影响风险金融投资？

——来自中国家庭的微观证据

Can Housing Financialization Affect the Household Risky Financial Investment?

Micro Evidences Derived from China

余若涵 沈悦

YU Ruo-han SHEN Yue

[摘要] 笔者利用中国家庭金融调查（CHFS）2019年调查数据构建家庭住房金融化指数，考察了住房金融化对风险金融投资的影响。研究发现，住房金融化程度加深会降低家庭持有风险金融资产的意愿和比重，挤出作用显著，该影响在考虑可能存在的内生性及进行一系列稳健性检验后依然成立。机制检验结果显示，住房金融化通过改变家庭流动性预算影响风险金融投资，金融化程度加深，家庭流动性预算收紧，风险金融投资减少。异质性分析结果表明，这一挤出效应在仅拥有一套住房家庭、三线及以下城市家庭和对房地产市场持有乐观预期的家庭中表现更为明显。此外，风险偏好对投资的正向促进作用会随着住房金融化程度的加深而削弱。要坚持“房住不炒”定位，推动住房回归居住属性；灵活运用政策“工具箱”，因城施策、分类调控；持续健全资本市场功能，提升风险金融投资吸引力。

[关键词] 住房金融化 风险金融投资 资产配置

[中图分类号] F832.5 F293.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 09-0030-14

Abstract: Based on the data of CHFS 2019, this paper constructs the housing financialization index and investigates the influence of housing financialization on the household risky financial investment. The result demonstrates that deepening of housing financialization has negative effects on the probability and proportion of household investment in risky financial assets. In terms of mechanism, housing financialization reduces household risky financial investment by strengthening the liquidity constraints. According to the heterogeneity analysis, this impact is more pronounced for households with barely one house, households in the third-tier and above cities and households with optimistic expectations for the housing market. In addition, housing financialization weakens the role of risk preference in promoting risky financial investment. Therefore, improving household participation in risky financial investment requires adhere to the principle that houses are for living in, but not for speculation, implement city-specific and categorical policies to regulate the real estate market, and enhance the investment attraction of capital market.

Key words: Housing financialization Risky financial investment Asset portfolio

[收稿日期] 2022-12-18

[作者简介] 余若涵，女，1994年5月生，西安交通大学经济与金融学院博士研究生，研究方向为家庭金融；沈悦，女，1961年5月生，西安交通大学经济与金融学院教授，博士生导师，研究方向为金融市场、房地产金融。本文通讯作者为余若涵，联系方式为 yrh_xjtu@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“防止资本无序扩张风险研究”（项目编号：22ZDA053）；国家自然科学基金面上项目“房价冲击的主导动力机制辨识及调控政策设计研究”（项目编号：71974157）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

党的二十大报告强调要“坚持房子是用来住的、不是用来炒的定位”，2022年12月召开的中央经济工作会议再次对其进行重申，这是“房住不炒”定位继在2016年年底中央经济工作会议被首次提出并先后四次写入《政府工作报告》后得到的进一步明确，既体现了党和政府对于“准确把握住房居住属性”^①的坚持和着力解决住房民生问题的决心，也侧面反映出我国商品房投资属性增强、住房金融化程度加深的客观事实。在近年来资本无序扩张至房地产领域引起的“高杠杆推动高地价，高地价推动高房价，高房价吸引更多资本流入”自我循环之下，住房的投资属性得到强化，一度成为备受青睐的投资目标，金融化特征明显，这为房地产市场长期健康发展和基本住房民生需求满足埋下风险隐患。因此，分析住房金融化的表现及其影响效应有助于为推动商品房回归居住属性提供理论支撑和行动思路，符合现实需要。

与持续吸引投资者关注甚至一度如火如荼的房地产市场形成鲜明对比的是一直以来存在投资参与不足问题的风险金融市场。中国人民银行2022年第四季度居民调查数据显示，在消费、储蓄和投资三者中倾向于“更多投资”的居民仅占15.5%，与上一季度相比减少3.7个百分点，与去年同期相比减少8个百分点^②，居民金融投资参与意愿长期处于低位。无独有偶，来自《中国财富报告2022》^③的数据显示，2021年中国居民财富中实物资产占比高达69.3%，其中主要为房地产，金融资产占比仅为30.7%，且风险金融资产在其中不足五成，这一表现与其2019年的调查结果极为相似，由此可见家庭资产结构单一、住房资产占比过高、风险金融投资缺乏是一个较为长期的问题。这既不利于房地产市场和资本市场的健康发展，又会影响家庭的资产风险平衡。因此，鼓励家庭积极参与风险金融市场，拓宽投资选择、改善资产结构，既有利于实现家庭财富增值、抗风险能力提升，又有助于引导资本合理流动、防止资本无序扩张，更是对党的二十大报告中“提高直接融资比重”的微观践行，具有重要意义。

住房金融化发展助推房地产成为热门资产选择，

房企借助金融杠杆加大开发，非房企通过投资房地产实现利润增值；居民部门不得不借助大量杠杆购买、投资住房，甚至一度掀起“炒房”热潮，住房杠杆率持续攀升。具体到微观个体家庭，除了房价升高、住房投资吸引力增强之外，住房金融化还有哪些表现？住房金融化程度的加深对于家庭的风险金融投资决策是否具有影响？促进还是挤出？又是通过何种机制进行传导？是否存在异质性表现？能否为破解风险金融投资市场的有限参与之谜提供思路？

针对以上问题，本文从微观视角出发，利用中国家庭金融调查（CHFS）数据，研究住房金融化对风险金融投资的影响，并讨论其作用机制及异质性表现。可能存在的贡献有：（1）创新住房金融化衡量方式，立足个体家庭，从住房资产、住房负债、偿还压力、住房价格等多个角度筛选指标，构建家庭住房金融化指数，从整体衡量家庭拥有住房的金融化程度；（2）基于家庭住房金融化指数，探讨住房金融化对风险金融投资的影响，弥补现有文献仅从资产或负债等单一角度进行分析的不足；（3）在分析框架中引入家庭流动性预算机制，探讨“住房金融化程度→流动性预算→风险金融投资”这一影响路径；（4）从家庭拥有住房数量的不同、所在城市发展状况的差异以及对于房地产市场预期的区别入手，补充讨论住房金融化影响风险金融投资的异质性表现，并进一步探讨风险偏好、住房金融化与风险金融投资三者的关系，丰富现有研究成果。

二、文献综述

（一）住房金融化相关文献梳理

学界关于“金融化”的研究在2008年全球金融危机之后达到流行（Aalbers, 2017^[1]），其中，“住房金融化”又是相关研究中具有代表性的重要议题。关于“住房金融化”的定义内涵，国内外研究成果有一致之处，但在具体涉及我国国情和经济背景时，又有不同观点。

从国外研究来看，金融危机之前，学者们多认为金融化的主要表现有：金融部门在经济活动中的重要性增加（Epstein, 2005^[2]）；经济活动从产业部门向

① 2016年12月21日，习近平总书记主持召开中央财经领导小组第十四次会议，指出“要准确把握住房的居住属性”。

② 数据来源于中国人民银行调查统计司“城镇储户问卷调查报告”。

③ 《中国财富报告2022》由泽平宏观与新湖财富联合发布，报告了中国居民的财富拥有及分布情况。

金融部门转移 (Foster, 2007^[3]); 金融机构、金融工具、金融公司逐渐在不同经济领域占据重要地位, 利润更多通过金融渠道而非生产渠道获得, 资本积累方式发生转变 (Krippner, 2005^[4]); “股东价值论”在公司治理中日益占据主要地位 (Froud 等, 2000^[5]); 越来越多的非金融企业进入金融领域 (Stockhammer; 2004^[6]); 等等。金融危机之后, 相关讨论逐渐增加并成熟, 房地产市场的表现即“住房金融化”成为学者们重点关注的领域之一。研究认为金融部门开始逐渐渗透甚至替代其他部门, 其中最具有代表性的就是向房地产部门的渗透 (Pike 和 Pollard, 2010^[7])。主要观点有: Aalbers (2008)^[8]认为次级抵押市场的运作使得住房成为金融化过程的重要对象, 金融技术和工具的使用会将住房转化为可供交易的金融产品 (Gotham, 2009^[9])。住房金融化过程加深了住房的投资属性, 住房已经从一种普通商品转化为一种纯粹的金融资产 (Christophers, 2010^[10]), 这是住房金融化的决定性组成部分 (Fernandez 和 Aalbers, 2020^[11]), 而住房所有权本身就被视为一种金融资产 (Forrest 和 Hirayama, 2015^[12]), 除了抵押贷款业务外, 住房金融化过程也可通过投资者参与金融市场进行住房投资组合配置实现 (Beswick 等, 2016^[13])。此外, Blakeley (2021)^[14]回顾了英国住房金融化的发展过程, 指出住房金融化使得住房从普通商品转变为有价值的金融资产, 出于从房价上涨中获利的投机目的进行住房资产配置的行为者已经超过了出于使用目的的购买者, 类似的观点还有 Dewilde (2018)^[15]。Chen 和 Wu (2022)^[16]认为, 住房金融化导致住房的供需越来越取决于住房的交换价值, 而不是住房的使用价值。Wu 等 (2020)^[17]认为不应将金融化理解为金融部门日益占据主导地位的过程, 中国的住房金融化更类似于资产化过程, 这一过程将具有持久使用价值的商品转化为投资者可以购买的投资品, 投资者愿意承受高水平的债务负担来获得未来的资产增值。

相比于国外, 国内关于住房金融化的研究起步较晚。国外学者多着眼于宏观层面的经济金融化和微观层面的大宗商品证券化, 而张成思等 (2014)^[18]认为, 还应存在介于以上二者之间的金融化, 即中观层面的商品金融化。在这一过程中, 商品的金融属性逐渐增强, 其价格决定越来越不取决于供求关系, 且这一过程具有不可逆的稳定性, 我国的房地产市场发展满足以上条件, 具有金融化特征。与美国等西方国家

不同, 我国的商品 (如住房) 金融化不是证券化, 而是实物商品的金融化, 其所有权更类似于一种金融资产, 购买的目的并非使用, 而是为了转售进而获利 (张成思, 2019^[19])。从供给角度来看, 作为土地供给者, 地方政府利用融资平台为房企提供融资, 对房地产业的依赖度上升 (王雅龄和王力结, 2015^[20]), 这也是住房金融化表现之一。李嘉和朱文浩 (2020)^[21]将住房金融化的特征总结为: 居民通过金融工具购买住房并将其作为最重要的资产; 房地产企业通过金融工具进行融资, 其他企业通过住房获得利润等。王桂虎等 (2022)^[22]认为, 除了上述特征之外, 住房金融化还表现为哄抬房价、规模化炒房等现象。

(二) 住房金融化与风险金融投资文献梳理

学界对于住房金融化相关影响的直接研究成果较少: Favilukis 等 (2017)^[23]实证检验了住房金融化的影响因素及其效应, 认为住房金融化可能引起较为严重的金融风险; 李嘉等 (2020)^[24]在住房金融化背景下研究了房企的投资行为, 认为住房金融化冲动推动了房企投资, 即房企杠杆率与房地产投资之间存在显著的正向关系; 李嘉等 (2021)^[25]基于住房金融化视角进行研究, 阐释了居民通过信贷将储蓄转化为住房资产的机制; 王桂虎等 (2022)^[22]实证分析了住房金融化程度与重点城市金融风险的影响, 认为两者之间存在先降后升的 U 型关系。

相较于直接研究住房金融化带来的影响, 现有研究成果更多则是从间接视角选取住房价格、住房资产、住房负债等住房金融化的相关指标来讨论其与家庭风险金融投资的关系。从国外研究来看, 除了极少数研究认为住房配置与家庭投资决策两者之间没有关系 (Kullmann 和 Siegel, 2003^[26]) 外, 绝大多数研究成果可分为两类: 一类认为住房能够促进家庭金融投资。例如, Cardak 和 Wilkins (2009)^[27]实证分析了澳大利亚家庭风险资产持有的影响因素, 指出房屋所有权有助于家庭获得信贷进而增加风险投资; Camoes 和 Vale (2018)^[28]检验了葡萄牙家庭住房价值与风险资产持有的关系, 发现住房价值上升会通过财富效应促进家庭增加风险资产持有, 类似研究还有 He 等 (2019)^[29]。另一类成果则认为住房资产对家庭风险金融投资具有挤出作用, 且此类成果数量较多。Henderson 和 Ioannides (1983)^[30]建立了住房作为消费品和投资品的双重模型, 指出住房投资对家庭的风险资产配置具有约束作用; Heaton 和 Lucas

(2000)^[31]、Yamashita (2003)^[32]、Saarimaa (2008)^[33]分别利用美国、芬兰数据进行实证检验,发现住房投资、住房价值升高等均会挤出家庭的风险投资;Chetty等(2017)^[34]研究认为住房财富的增加会促进家庭持有更多股票,但住房贷款则会降低家庭投资股市的概率,总体而言挤出效应大于财富效应。国内研究同样从住房拥有、住房资产、住房负债和住房价格等角度出发,石有为(2021)^[35]以住房资产市值为解释变量进行实证检验,发现住房市值对家庭的风险金融投资具有挤出效应;马征程等(2019)^[36]分析了住房资产净值对家庭风险性金融资产投资的影响,证实了住房资产会挤占家庭的其他风险投资;路晓蒙等(2019)^[37]利用微观家庭数据分别讨论了住房拥有和住房负债与家庭股市参与的关系,发现住房拥有会挤出家庭参与股票投资,但住房负债对这一挤出效应具有抑制作用;蒋瑛和李翀(2019)^[38]则是讨论了住房价格变化对风险投资的影响,指出住房价格水平的上涨对于家庭风险金融资产配置具有正向影响;陈华和胡晓龙(2020)^[39]利用CHFS数据侧重研究了房产价值对家庭股市参与的影响,指出家庭的股票持有会随着住房资产价值的增加而增加;段忠东和段雨轩(2021)^[40]用房产价值与净财富之比衡量房产风险,实证发现房产风险挤出了家庭的风险资产投资,而住房负债和房贷支付比能够缓解这一挤出效应;张吉鹏等(2021)^[41]构建了一个包含人力资本和禀赋异质性的生命周期模型,研究了家庭住房需求和资产配置的关系,指出房产对于家庭的资产配置具有主导作用,住房拥有率越高、占比越大,家庭持有其他金融资产的比重越低。

(三) 文献评述

通过梳理国内外文献可以看出,首先,关于“住房金融化”的概念及含义解释,学界已经有了较为详细和成熟的研究成果,在进行研究时有必要立足于我国特有的现实背景,明晰我国的住房金融化是住房这种特殊商品实物的金融化,而非证券化,与其他国家相比具有不同的表现形式。其次,在“住房金融化”的实证分析方面,国内外学者也取得了较为明显的研究进展,但仍有可突破空间:(1)现有研究多从理论方面探讨住房金融化的发展历程和特征表现,对于住

房金融化具体发展程度的讨论较少;(2)在进行实证研究时,已有文献几乎都是从住房资产、住房负债、房地产存贷比、住房价格等角度分析其与家庭风险金融投资的关系,衡量方法较为单一,针对微观家庭住房金融化这一整体进行分析的研究成果较少;(3)关于住房金融化影响家庭风险金融投资的传导机制和异质性表现的探讨还有待进一步丰富。

三、理论分析与假设提出

(一) 住房金融化的微观表现

作为一种特殊的商品,住房同时具备使用属性和投资属性。进一步地,住房可被归为商品中的资本品,其具备的投资价值的重要性较之使用价值而言并无区别,甚至更为重要,因此体现出了金融产品的部分特征。近年来,大量资本无序扩张至房地产市场,推动了房价的上升和商品房金融属性的增强,越来越多的目光聚焦至住房的金融化进程。值得注意的是,有别于西方经济体以证券市场为主导的金融体系,我国是以银行为主导的间接金融体系,在这一背景下,我国的住房金融化更多表现为银行信贷工具的使用,而非住房资产的证券化,因此在分析住房金融化过程时,需立足于中国经济金融环境。

住房金融化是住房向金融产品过渡的过程,住房的投资属性逐步增强甚至占据主导地位,交易受到大量资本影响,住房价格偏离普通商品的供需价格决定机制,被投资或者投机行为左右。这一过程主要表现为:房地产企业利用金融工具进行融资,实现商品房供给,非房地产企业通过持有房产或者投资房地产领域实现资本增值;面对日益走高的房价,居民家庭只能不断利用信贷杠杆购买住房,同时将房产购置作为投资选择,甚至一度形成“炒房”热潮,居民部门杠杆率不断攀升。具体到微观个体,住房金融化主要体现在住房资产、住房负债和住房价格三个方面:(1)住房资产方面,家庭拥有资产种类单一,住房成为大多数家庭进行投资的首选目标。住房拥有率高,超四成家庭拥有两套以上住房^①,住房资产在家庭资产中占比过高,高达七成。(2)住房负债方面,住房金融化推升住房价格上涨,家庭在进行房屋购置

① 数据来自《2019年中国城镇居民家庭资产负债情况调查》。“我国城镇居民家庭的住房拥有率为96.0%,有一套住房的家庭占比为58.4%,有两套住房的占比为31.0%,有三套及以上住房的占比为10.5%”;“家庭资产以实物资产为主,住房占比近七成”;房贷是家庭负债的基本构成,“有负债的居民家庭中,76.8%的家庭有住房贷款,户均家庭住房贷款余额为38.9万元,占家庭总负债的比重为75.9%”。

时不得不借助金融工具。杠杆率上升,一方面,住房负债在家庭负债中占比居高不下;另一方面,住房负债与家庭收入的比值较高,家庭偿还住房贷款的压力增大。(3)住房价格方面,房价一路攀升,房价收入比增加,刚需家庭购买住房的难度提升,非刚需家庭易受住房市值增加的影响而在资产配置时更为偏好住房资产。

(二) 住房金融化对家庭风险投资的影响分析

住房金融化在微观家庭中主要表现为住房资产占比上升、住房杠杆率上升、住房负债偿还压力增大、住房价格攀升等,可能对家庭的风险金融投资决策产生财富效应、替代效应、投资组合效应和承诺支付风险效应。

财富效应表现为当住房金融化程度加深时,家庭所拥有的住房资产增值,可通过出售住房获得溢价、出租住房获得租金、抵押住房获得更多银行贷款等渠道实现财富增值,进而将其用于风险金融投资。替代效应体现为住房的投资品属性会随着住房金融化程度的加深而不断增强甚至占据主导地位,越来越多的家庭将其视为回报率可观的投资首选目标,相比之下风险金融资产的投资回报率较低,住房投资将对风险金融投资产生替代作用。随着大量资本流入房地产市场,住房价格持续走高,家庭形成乐观预期,替代效应将进一步增强。而在投资组合效应方面,住房金融化拉升家庭住房资产价值,作为投资品,住房价格上涨,其在家庭总财富中的占比上升,此时风险中性的投资者将会增加对其他投资品的持有,配置更多的风险金融资产来保持家庭投资组合的平衡。从承诺支付风险效应角度来看,住房金融化的发展增大了家庭获得住房的难度,高企的房价使得越来越多的家庭在购房时不得不借助金融工具,家庭杠杆率攀升,住房负债在家庭负债中占比增大,家庭面临的偿还压力加大。贷款买房使得家庭在未来可能相当长一段时间内对于贷款本息担负着支付承诺,这又会因未来收入的变动和利率调整等因素产生支付承诺的不确定性,即存在支付承诺风险,这会使家庭在进行预算决策时更为保守,选择持有更多安全性强的资产来覆盖偿还风险,因此减少风险金融投资。

由以上分析可知,住房金融化会对家庭风险金融投资产生正、负不同方向的影响效应,其中,财富效应和投资组合效应具有正向促进作用,替代效应和承诺支付风险效应具有负向挤出作用,因此难以简单判

断住房金融化对家庭风险投资的影响方向。基于此,本文提出假设1:

假设1A:住房金融化产生的财富效应和投资组合效应占据主导作用,促进家庭的风险金融投资参与。

假设1B:住房金融化产生的替代效应和承诺支付风险效应占据主导作用,挤出家庭的风险金融投资参与。

当正向效应占主导时,家庭可以通过出售、出租和抵押住房等行为实现住房资产增值变现,也会调整投资计划,放松预算约束,用于投资风险金融资产的流动性预算随之增加。这一过程可概括为:住房金融化程度加深→住房财富增值、可用于投资的财富增加→流动性预算增加→增加风险金融资产持有。当负向效应占主导时,无论是面对投资属性增强的具有更高回报率和吸引力的房产,还是因住房金融化程度加深而产生的住房贷款支付承诺风险,家庭都会收紧用于购买风险金融资产的预算约束,进而减少风险金融投资参与。这一过程可概括为:住房金融化程度加深→家庭投资偏好改变、支付承诺风险增加→流动性预算收紧→减少风险金融资产持有。基于此,本文提出假设2:

假设2:住房金融化通过改变流动性预算影响家庭风险金融投资参与,住房金融化程度加深,流动性预算收紧(放松),家庭风险金融资产持有减少(增加)。

四、实证设计

(一) 数据

选用西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心组织管理的“中国家庭金融调查”项目(CHFS)2019年调查数据。CHFS数据包含能够清晰、详实反映家庭资产状况、收入状况、负债状况、房产状况、人口统计特征等内容的数据信息,能够较好满足本文变量需要(甘犁等,2013^[42])。本文主要通过以下步骤对原始数据进行清理:(1)剔除极端值和相关变量缺失样本;(2)剔除家庭年收入为负的样本;(3)剔除家庭净财富为负的样本(以满足有效资产配置对家庭收入及财富的要求)。最终保留7 347个城市有房家庭作为研究样本。

(二) 相关变量

1. 被解释变量:家庭风险金融投资。

CHFS调查针对家庭是否参与风险金融市场投

资进行了问题设置,受访家庭根据问题中涉及的风险金融产品类型如实记录所持有的资产种类及其价值。基于调查数据,设定被解释变量如下:(1)风险金融投资参与。该变量反映家庭是否参与风险金融投资,为二值变量,若家庭持有问卷中所提及的股票、基金、债券、衍生品等风险金融资产则该值为1,否则为0。(2)风险金融投资占比。该变量用风险金融资产与总金融资产^①的比值来衡量,衡量风险金融投资的参与深度。

为了检验影响效应是否具有稳健性,另选取家庭所持有的风险金融产品种类替代上述被解释变量进行稳健性检验,该变量为离散变量,度量了家庭风险金融投资的多样性。

2. 核心解释变量:住房金融化指数。

学界对微观层面金融化的探讨覆盖了实体企业金融化和家庭住房金融化两个方面,两者在指标选取、变量构建方面存在一定差异。企业金融化指数的编制方法主要有:从企业资产结构出发(Demir, 2009^[43]),用金融资产占企业总资产的比重(张成思和郑宁, 2020^[44])、企业金融资产投资增长率(彭渝超等, 2018^[45])来衡量企业金融化程度;从企业获利角度出发,用非金融企业金融渠道获利占总利润的比值(张成思和张步昙, 2016^[46])衡量。其中,企业金融资产包括货币资金、持有至到期投资、交易性金融资产、投资性房地产、可供出售的金融资产、应收股利和应收利息,企业金融渠道获利包含企业投资收益、公允价值变动损益以及其他综合收益等方面。

居民部门住房金融化的衡量与实体企业金融化相比可谓同中有异。相似之处在于前者同样考虑住房资产在家庭总资产中的占比。不同之处一方面体现在中国金融市场尤其是直接融资市场尚不发达,家庭部门面临的投資选择较少、金融资产配置不多,住房资产占比更大,财富效应和抵押价值更高,家庭对住房资产的依赖更重(Chaney等, 2012^[47];张嘉望和李博阳, 2021^[48]);另一方面体现在住房商品的特殊性,住房金融化程度加深推动房价上涨,居民部门往往需要借助杠杆来获得住房产品,彼此之间存在正向循环,住房价格、资产、负债三者之间的联系更为紧密,因此,除了考虑资产因素之外,出于负债端和价

格端的考量也很有必要。

本文单独构建住房金融化指数作为本文核心解释变量。现有成果多选用商品房价格、金融机构存贷比等宏观指标衡量住房金融化,但此类指标在全面性上有所欠缺,同时不适用于微观个体家庭,因此,基于住房金融化在微观家庭中的具体表现,本文从三个角度选取子指标,采用主成分分析法(PCA)合成住房金融化指数,用于衡量家庭所拥有住房的金融化程度:(1)住房价格角度,选取房价收入比,即家庭住房在调查当年的市场价格与家庭收入之比;(2)住房资产角度,选取住房资产占比,即住房资产在家庭总资产中所占比重;(3)住房负债角度,选取住房负债拥有(即是否因购买住房拥有负债)、住房负债占比(住房负债占家庭总负债的比重)、住房资产负债比(住房负债与住房资产的比值)、存款转化比(住房银行贷款与家庭存款的比值)、负债收入比(住房负债与家庭收入的比值)、住房支出收入比(家庭每年用于偿还住房负债的本息和支出与年收入之比)、偿还压力(家庭偿还住房欠款的压力,离散变量,数值越大偿还难度越大)。以上指标均为正向指标,数值越大,家庭所拥有的住房价格越高、住房资产值越多、住房杠杆率越高、偿还压力越大,住房金融化程度越深。

在指数构建时,采用主成分分析法,使用的软件为stata14.0。对所选取指标进行KMO检验以判断其是否适用于主成分分析法。结果显示其KMO值达到0.8,说明变量相关关系较好,可以采用PCA进行指数合成:首先进行各指标协方差矩阵的特征向量和特征值求解,完成主成分提取和方差贡献率计算,其次以方差贡献率为权重,依据各主成分载荷计算分值,最终得到家庭住房金融化指数(index),将其作为本文的核心解释变量。

图1描述了不同收入、城市和地区家庭住房金融化指数的均值差异,横轴为不同类型家庭,纵轴为住房金融化指数。以家庭总收入的中位数值为划分点,高于该值的家庭为高收入家庭,反之为低收入家庭。可以看出,高收入家庭的住房金融化水平高于低收入家庭;一线及新一线城市家庭住房金融化程度最高,二线城市家庭次之,三线及以下城市家庭最低;东部

^① 家庭金融资产的定义来自《2019中国家庭金融调查(CHFS)数据使用说明》,包括现金、存款、风险金融资产、其他金融资产、借出款、社保账户余额等。

地区家庭住房金融化程度高于中西部地区。经济发达地区的购房需求旺盛，住房价格更高，房地产市场吸引力更强，经济条件好的家庭配置住房资产的能力更强，住房金融化指数更大，住房金融化程度更深。

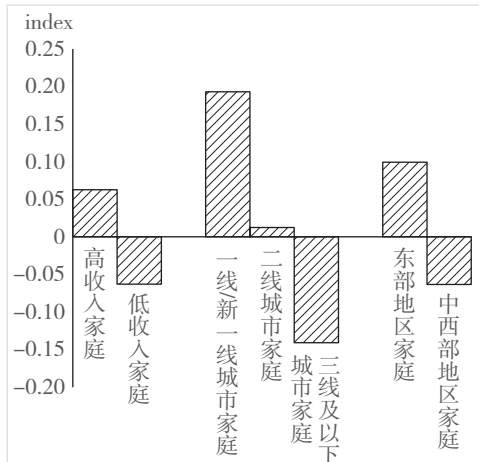


图1 住房金融化指数描述分析

3. 机制变量。

在讨论影响效应的传导机制时，选取家庭流动性

预算作为机制变量，对家庭持有的现金做对数处理用以衡量，指标值越高，家庭所持有的现金越多，流动性预算越多，投资约束越弱。

4. 控制变量。

从个体和家庭层面选取户主年龄及其平方项、性别、婚姻、受教育水平、就业与否、是否为党员、家庭消费水平和家庭规模等作为控制变量，用以控制因个体、家庭特征不同而产生的影响。特别说明，本文参考雷晓燕和周月刚（2010）^[49]“消费比当前收入更能体现家庭的永久收入”的观点，选择家庭消费支出这一指标衡量家庭的财务水平。

5. 其他变量。

在进一步研究中设置风险态度变量，该变量来自问卷中“如果您有一笔资金用于投资，您最愿意选择哪种投资项目？”。选项设置覆盖了从“不愿意承担任何风险”到“高风险、高回报的项目”的不同风险偏好程度。该变量为离散型变量，数值越大，风险偏好越强。

表1 变量定义及计算方式

变量名称	变量含义	计算方式
风险金融投资参与	家庭是否持有股票、基金等风险金融资产	0~1 变量，家庭拥有股票等风险金融资产取值为 1，否则为 0
风险金融投资占比	风险金融资产在家庭总金融资产中的比重	风险金融资产 / (风险金融资产 + 无风险金融资产 + 家庭借出款 + 其他金融资产 + 社保账户余额)
风险金融资产种类	家庭持有的不同风险金融资产类别总数	离散变量，取值为家庭持有的股票、债券、基金、金融衍生品、理财、黄金及外汇的种类数
住房金融化指数	家庭拥有房产的金融化程度	采用主成分分析法合成得到
户主年龄	所在调查年份户主的年龄	户主年龄水平值
年龄平方	所在调查年份户主的年龄平方	(户主年龄) ²
户主性别	户主为男性或女性	0~1 变量，户主男性为 1，女性为 0
户主婚姻	户主是否结婚	0~1 变量，户主已婚为 1，其他为 0
户主受教育水平	户主接受教育的程度	离散变量，户主没上过学为 0，高中、中专及以下为 1，大专及本科为 2，研究生及以上为 3
户主就业	户主是否有工作	0~1 变量，户主在业为 1，其他为 0
户主党员	户主是否为中共党员	0~1 变量，户主是党员为 1，否则为 0
家庭消费水平	家庭在食品、居住、医疗、交通等方面的总消费	对家庭消费支出总额取对数
家庭规模	家庭人口数	家庭总人数水平值
家庭流动性预算	家庭持有现金水平	对家庭持有现金取对数
风险态度	户主对风险的偏好程度	离散变量，程度为 0~5，不愿承担任何风险取值为 0，数值越大，户主越偏好风险

(三) 变量的描述性统计分析

表2为变量的描述性统计结果。结果显示，仅有

23.6%的家庭参与风险金融投资，投资占比仅为5.92%，同样地，家庭持有的风险金融资产种类偏

少, 风险态度趋于保守。这说明大多数家庭并未参与风险金融投资, 即使参与, 投资深度也较低, 这一结

果反映出我国居民家庭在风险金融资产配置上存在参与不足的问题。

表 2 变量的描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
风险金融投资参与	7 347	0.236 0	0.424 7	0.000 0	1.000 0
风险金融投资占比	7 347	0.059 2	0.163 2	0.000 0	1.000 0
风险金融资产种类	7 347	0.301 6	0.605 3	0.000 0	5.000 0
住房金融化指数	7 347	0.000 0	1.075 8	-1.140 3	14.317 4
户主年龄	7 347	53.312 1	14.010 7	18.000 0	97.000 0
年龄平方	7 347	3 038.455 0	1 524.175 0	324.000 0	9 409.000 0
户主性别	7 347	0.712 3	0.452 7	0.000 0	1.000 0
户主婚姻	7 347	0.867 3	0.339 3	0.000 0	1.000 0
户主受教育水平	7 347	1.252 2	0.523 8	0.000 0	3.000 0
户主就业	7 347	0.619 2	0.485 6	0.000 0	1.000 0
户主党员	7 347	0.243 1	0.429 0	0.000 0	1.000 0
家庭消费水平	7 347	11.181 6	0.785 2	8.517 2	14.795 1
家庭规模	7 347	3.042 9	1.397 1	1.000 0	15.000 0
家庭流动性预算	7 347	6.213 9	3.369 8	0.000 0	14.508 7
风险态度	7 347	1.818 0	1.079 1	1.000 0	5.000 0

(四) 实证模型

1. 家庭风险金融投资参与。

被解释变量为 0-1 变量, 故选择 Probit 模型进行研究。该模型存在潜变量 y^* , 当 $y^* > 0$ 时, 变量取值为 1。模型设定如下所示:

$$y_{ji}^* = \alpha_0 + \alpha_1 index_{ji} + \sum_{n=2}^{10} \alpha_n X_{ji} + \alpha_{11} Province_j + \mu_{ji} \quad (1)$$

$$y_{ji} = I(y_{ji}^* > 0)$$

其中, y_{ji} 表示 j 省 i 家庭是否参与风险金融投资, $index_{ji}$ 为住房金融化指数, X_{ji} 为一系列控制变量, $Province_j$ 为省份虚拟变量 (用以控制不同省份之间由于经济状况不同可能带来的影响), μ_{ji} 为随机扰动项。

2. 家庭风险金融投资占比。

被解释变量具有截断数据特征, 即仍有大量未参与风险金融投资的样本家庭, 其风险资产为 0, 因此在研究中选用 Tobit 模型。模型设定如下:

$$y_{ji}^* = \beta_0 + \beta_1 index_{ji} + \sum_{n=2}^{10} \beta_n X_{ji} + \beta_{11} Province_j + \varepsilon_{ji} \quad (2)$$

$$y_{ji} = \text{Max}(0, y_{ji}^*)$$

其中, y_{ji}^* 为潜变量, y_{ji} 为家庭风险金融资产占比, ε_{ji} 为随机扰动项, 其余变量含义不变。

五、实证分析

(一) 基础回归结果

表 3 报告了分别使用 Probit 模型和 Tobit 模型估计的基础回归结果, 变量相关系数均为边际效应。列 (1)~列 (3) 估计的被解释变量为家庭风险金融投资参与, 其中, 列 (1) 为不加入任何控制变量的回归结果, 列 (2)、列 (3) 逐步加入反映个体特征和家庭特征的控制变量。结果显示, 住房金融化程度对家庭风险金融投资参与具有显著的负向影响, 拥有住房的金融化程度越深, 家庭进行风险金融投资的可能性越小, 挤出效应越明显。住房金融化程度每提高 1%, 家庭参与风险金融投资的概率将下降 1.36 个百分点。列 (4)~列 (6) 显示了风险金融投资占比的估计结果, 类似地, 住房金融化程度对家庭参与风险金融投资的深度同样具有负向影响, 仍在 1% 的水平上显著, 住房金融化程度每加深 1%, 风险金融资产所占比重将减少 0.42 个百分点。假设 1B 成立。

此外,女性户主家庭参与风险金融投资的概率较男性户主家庭而言更大;户主受教育水平、党员身份、消费水平对风险金融投资具有正向影响,家庭规模对其具有显著的负向影响。^①

表 3 基础回归结果

	风险金融投资参与			风险金融投资占比		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
住房金融化指数	0.008 7* (0.005 1)	-0.013 7*** (0.004 7)	-0.013 6*** (0.004 6)	0.001 9 (0.001 6)	-0.004 4*** (0.001 6)	-0.004 2*** (0.001 5)
个体层面控制变量	NO	YES	YES	NO	YES	YES
家庭层面控制变量	NO	NO	YES	NO	NO	YES
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	7 347	7 347	7 347	7 347	7 347	7 347
Pseudo R ²	0.043 1	0.107 5	0.126 2	0.055 0	0.114 9	0.137 0

注:***、**、*分别表示结果在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为标准误。下同。

(二) 稳健性检验

1. 内生性处理。

本文使用工具变量法处理可能存在的因遗漏某些共同衡量住房金融化、风险金融投资的变量而引起的内生性问题。工具变量需要在与解释变量相关的同时外生于被解释变量。本文学习周广肃和梁琪(2018)^[50]利用地区层面平均水平构造工具变量的思路,对户主为同一年龄阶段(每十岁作为一个阶段)、相同受教育程度的相同省份家庭的住房金融化程度进行分组并取均值得到地区住房金融化指数,将其作为工具变量。年龄相仿、受教育程度一致的户主可视为行为能力相似的群体,而同一省份的经济金融环境、房地产市场发展程度趋同,这与个体家庭的住房金融化程度具有正向相关性;地区层面的平均状况不会直接影响

个别家庭的经济行为(盛智明和蔡婷婷,2021^[51]),因此地区整体住房金融化发展情况对单个家庭的风险金融投资决策不存在直接影响效应,满足外生性。

相关结果如表4所示。表4列(1)和列(2)报告了使用工具变量的极大似然估计结果,相关系数均为边际效应。可以看出,地区金融化指数对于家庭风险金融投资概率和深度均存在负向影响,分别在5%和1%的水平上显著。这与基础回归结果一致。为了排除弱工具变量问题,同时汇报了使用两阶段法估计的一阶段F值和工具变量t值。结果显示,一阶段F值大于10,不存在弱工具变量问题。此外,地区住房金融化指数与家庭住房金融化指数均在1%的水平上显著正相关(系数大小为0.9823),住房金融化程度对风险金融投资的挤出效应表现稳健。

表 4 内生性问题、反向因果问题处理

	内生性处理: IV Probit		反向因果处理	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	风险金融投资参与	风险金融投资占比	风险金融投资参与	风险金融投资占比
住房金融化指数	-0.085 3** (0.040 7)	-0.009 0*** (0.003 4)	-0.017 5*** (0.004 1)	-0.014 7*** (0.003 7)
控制变量	YES	YES	YES	YES
地区效应	控制	控制	控制	控制
一阶段估计 F 值 工具变量 t 值	64.50 (38.34)	64.50 (38.34)		
观测值	7 347	7 347	4 489	4 489
Pseudo R ²	—	—	0.147 7	0.157 2

① 受篇幅限制,表格中无法列出全部控制变量回归结果,感兴趣的读者可向作者索取。

2. 反向因果关系处理。

住房金融化对风险金融投资具有挤出效应且表现稳健，相反地，家庭可能通过风险金融投资获利进而增加住房资产配置，即可能存在反向因果问题。本文参考段忠东和段雨轩（2021）^[40]的做法，剔除参与风险金融市场年份早于购买住房的家庭样本，对剩余样本进行估计，减轻反向因果问题的干扰。

表4列（3）和列（4）汇报了剔除相应家庭样本后的估计结果。在减轻反向因果关系干扰后，住房金融化程度加深，风险金融投资的概率及深度均会下降，负向影响仍然存在，影响大小分别为1.75和1.47个百分点，且在1%的水平上显著，基础回归结果稳健。

3. 替换被解释变量。

为了进一步验证住房金融化对家庭风险金融投资决策的影响，用风险金融资产种类替换原有解释变量进行估计。变量数值越大，家庭持有的风险金融产品越多，多样性越丰富。由于被解释变量为离散型变量，故采用有序Probit模型进行估计。实证发现^①，住房金融化程度的加深将引起家庭持有风险金融资产种类的减少，这一负向影响在1%的水平上显著。替换被解释变量后，住房金融化的挤出作用依然显著成立。

4. 剔除大型城市样本。

一线城市、新一线城市在商品房价格、房地产杠杆率、房地产市场发展程度等方面与其他地区存在差异，住房金融化程度也可能存在差别，为了排除此类城市对基础回归结果可能存在的干扰，本文剔除一线及新一线城市家庭样本^②，对剩余样本采用模型（1）、模型（2）再次进行估计，进一步检验基础回归的稳健性。实证发现，在剔除一线城市家庭样本之后，住房金融化对风险金融投资参与和占比的挤出效应仍然存在，影响大小分别为1.5和0.5个百分点，具有1%的显著性水平。

此外，考虑到直辖市在发展政策制定、经济水平等方面与其他地区相比可能也存在差异，本文剔除直辖市家庭样本进行补充检验，类似地，住房金融化的负向影响大小分别为1.59和0.47个百分点，仍在

1%的水平上显著。

综上，本文基础回归结果通过了工具变量法、改变样本容量法、替换被解释变量法等一系列稳健性检验，具有稳健性。

六、机制检验、异质性分析与进一步讨论

（一）影响机制分析：流动性预算机制

如上所述，基于Probit模型和Tobit模型的估计结果及一系列稳健性检验均验证了本文所提出的假设，即住房金融化对家庭的风险金融投资决策具有显著影响，住房金融化程度的加深会引起家庭参与风险金融投资的概率和深度的下降，且这一影响较为稳健。基于此，本文将对其遵循的传导机制进行进一步讨论。

住房金融化程度加深具体表现为住房价格的上涨、住房资产在家庭资产中的比重上升、家庭因购买住房而采取的“加杠杆”行为和住房负债的增加。不论对于刚需家庭还是将住房作为投资选择的非刚需家庭，住房资产的升值都将使其减少流动性持有，转而配置住房资产（无论是直接购买或是加杠杆购买），可用于参与风险金融市场的预算减少，进而挤出家庭的风险金融投资。

机制检验分为两步：第一步讨论住房金融化与家庭流动性预算之间的关系；第二步将家庭流动性预算引入基础回归模型，检验其对家庭风险金融投资决策的影响。

建立模型（3），考察住房金融化是否影响流动性预算：

$$\text{LnCash}_{ji} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{index}_{ji} + \sum_{n=2}^{10} \gamma_n X_{ni} + \gamma_{11} \text{Province}_j + v_{ji} \quad (3)$$

其中，LnCash_{ji}为流动性预算变量，用家庭持有现金的对数值衡量，X_{ni}为一系列控制变量，v_{ji}为随机扰动项。

表5列（1）为回归结果，住房金融化指数的估计系数为-0.327，在1%的水平上通过显著性检验，即住房金融化程度的加深增强了家庭面临的流动性约束，减少了家庭的流动性持有。假设2的前半部分得

① 受篇幅限制，文中无法列出替换被解释变量、剔除大型城市样本的稳健性检验结果表格，感兴趣的读者可向作者索取。

② CHFS数据中“city_level”指标将样本划分为一线/新一线城市、二线城市、三线及以下城市，其中，一线城市包括北京、上海、广州、深圳，新一线城市包括成都、杭州、重庆、西安、苏州、武汉、南京、天津、郑州、长沙、东莞、佛山、宁波、青岛、沈阳，本文将以上城市剔除。

到验证。

再将流动性预算变量引入模型(1)和模型(2),分别进行检验。估计结果如表5列(2)、列(3)所示,流动性变量的估计系数为0.0078,在1%的水平上显著,住房金融化程度的加深会通过流动性预算渠道影响家庭风险金融投资决策。列(3)呈现出类似结果,这一机制对于住房金融化影响风险金融投资深度而言同样成立。住房金融化程度加深,家庭的流动性预算减少,家庭参与风险金融投资的概率和深度下降,挤出效应明显,假设2的后半部分得到验证。

表5 机制分析结果

	(1)	(2)	(3)
	流动性预算	风险金融投资参与	风险金融投资占比
住房金融化指数	-0.3270*** (0.0405)	-0.0115** (0.0048)	-0.0037** (0.0016)
流动性预算		0.0078*** (0.0015)	0.0020*** (0.0005)
控制变量	YES	YES	YES
地区效应	控制	控制	控制
观测值	7347	7347	7347
Pseudo R ²	0.0417	0.1322	0.1429

(二) 异质性分析

本文从家庭的房产持有数量、城市经济水平和对房地产市场预期角度出发,进一步探讨住房金融化影响家庭风险金融投资的异质性表现。

1. 房产数量异质性。

住房是一种兼具使用属性和投资属性的特殊商品,对于一套房家庭而言,住房更大程度上是满足其刚性需求的使用品,而对于拥有两套及以上住房的家庭而言,住房则更有可能扮演“投资品”的角色。为了检验住房金融化对风险金融投资参与的影响在以上两类家庭中是否存在异质性表现,将样本划分为只拥有一套住房的家庭和拥有两套及以上住房的家庭,利用模型(1)分别对其进行估计。

分样本回归发现^①,在一套房家庭样本和两套及以上住房家庭样本中,住房金融化指数的估计系数分别为-0.0212和-0.0187,在1%和5%的水平上显著。对于这两类家庭而言,住房金融化的负向影响均

存在,但相比于拥有两套及以上住房的家庭,住房金融化加深会对只拥有一套住房家庭的风险金融投资参与产生更大的挤出效应。这一结果符合理论逻辑,家庭拥有的住房数量越多,住房的财富效应越强,原有的挤出效应得到了弥补。

2. 城市异质性。

城市经济水平不同、发展程度不同,房地产市场的金融化水平和资本市场的成熟与完善程度也不同。前文的稳健性检验结果显示,在剔除一线城市样本后,住房金融化对家庭风险金融投资参与的负向影响仍然成立,进一步地,本文将探讨这一影响在不同城市家庭之间是否存在异质性表现,将样本分为一、二线城市家庭与三线及以下城市家庭并进行估计。

分样本回归发现,在一、二线城市家庭样本中,住房金融化指数系数为-0.0108,在三线及以下城市家庭样本中则为-0.0199,均通过显著性检验,但后者的负向效应更大。对于这一结果,本文认为可能的解释有:首先,相较于一、二线城市,三线及以下城市的风险金融市场发展相对较为落后,家庭面临的风险金融投资选择可能较为有限;其次,城市经济发展程度不同,居民收入及家庭财富值也会有所不同,三线及以下城市家庭的收入或不如经济更为发达的一、二线城市,因此可用于进行风险资产配置的资金较少且财富效应的弥补作用有限,挤出效应更强;最后,一、二线大中城市一度产生房地产市场过热现象,存在限购、限售等政策以应对“炒房”行为,相比之下,三线及以下城市家庭在配置住房资产上可能拥有更大的自由度,住房投资的替代效应更强。因此,三线及以下城市对住房资产的偏好更强,住房金融化对风险金融投资的挤出效应更大。

3. 预期异质性。

投资者预期会通过反馈机制影响家庭资产配置决策(Case和Shille,2003^[52]),已有的研究成果也着重分析了房价预期的相关影响(徐淑一,2021^[53])。本文对住房金融化影响家庭风险金融投资的预期异质性进行补充验证。将样本分为预期房价上涨家庭和预期房价下降或不变家庭,结果指出,住房金融化对家庭风险金融投资参与的负向影响在预期房价上涨的家庭中更为显著,家庭投资者预期房价上涨时将会减少风险金融资产配置,影响大小为2.7个百分点,而对

^① 受篇幅限制,文中无法列出异质性分析结果表格,感兴趣的读者可向作者索取。

于预期房价下降和不变的家庭来说，这一影响大小只有 1.31 个百分点，且不具有统计意义上的显著性。当家庭对房地产市场形成房价上涨的乐观预期时，其会赋予住房资产更高的投资回报预期，认为购买住房将带来更大的财富增值，住房资产投资吸引力增强，对其他投资选择的替代效应更为明显，住房金融化对风险金融投资的挤出作用将更为显著。

(三) 进一步讨论：风险偏好、住房金融化和家庭风险金融投资参与

前文已经验证了住房金融化对风险金融投资存在负向影响，众所周知，投资者的风险偏好对风险投资有着重要作用，较之风险规避者，风险偏好型投资者参与风险金融市场投资的积极性更高。那么，风险偏好、住房金融化和家庭风险金融投资参与之间是否存在联系？基于投资者的风险态度做出的投资决策是否会因住房金融化程度的加深而变化？本文将对三者关系进行进一步讨论。

首先，考察决策人（户主）的风险偏好是否影响家庭风险金融投资决策；其次，将风险偏好、住房金融化与风险投资参与纳入同一分析框架，讨论三者关系。结果如表 6 所示。列（1）和列（3）分别汇报了风险偏好对家庭风险金融投资参与及占比的影响，决策人风险偏好程度的加深有助于提高家庭参与风险金融投资的概率和深度，影响大小分别为 6.59 和 2.20 个百分点，且均在 1% 的水平上显著。列（2）和列（4）汇报了引入交乘项后的估计结果，结果显示，风险偏好对风险投资的影响依然显著为正，同时，住房金融化指数与风险偏好的交乘项系数为负，且在 5% 的水平上通过显著性检验，即风险偏好对投资的促进作用受到削弱。

表 6 进一步讨论结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	风险金融投资参与		风险金融投资占比	
住房金融化指数		0.005 5 (0.009 3)		0.001 5 (0.003 4)
风险偏好	0.065 9*** (0.004 1)	0.066 1*** (0.004 2)	0.022 0*** (0.001 4)	0.022 0*** (0.001 4)
住房金融化指数×风险偏好		-0.008 6** (0.003 6)		-0.002 5** (0.001 2)
控制变量	YES	YES	YES	YES
地区效应	控制	控制	控制	控制
观测值	7 347	7 347	7 347	7 347
Pseudo R ²	0.155 3	0.157 3	0.169 8	0.171 6

综上所述，风险偏好对风险金融投资的正向影响会被住房金融化削弱，即风险偏好型家庭参与风险金融投资的意愿更高、深度更大，但这一促进作用会随着住房金融化程度的增强而减弱，住房金融化程度越深，风险偏好的提升力度越弱。

七、研究结论与政策建议

本文以中国家庭金融调查 2019 年数据中的城市有房家庭为样本，研究了住房金融化对家庭风险金融投资行为的影响，检验了流动性预算这一传导机制，基于家庭拥有住房数量的不同、城市间发展不均衡的现状和决策人的预期差异，进一步探讨了住房金融化影响家庭参与风险金融投资的住房拥有异质性、城市异质性、预期异质性表现，并补充讨论了住房金融化、风险偏好与风险金融投资三者的关系。

研究发现，住房金融化对家庭参与风险金融投资的意愿和深度均具有显著影响。住房金融化程度加深，家庭风险金融投资参与显著降低，持有风险金融资产的比重明显下降。这一影响能够通过流动性预算机制进行传递，住房金融化表现为家庭住房资产比重增加、房价上涨、住房负债占比升高、房贷偿还压力加大，进而减少家庭的流动性持有，挤出风险金融资产配置。该挤出作用在仅有一套住房家庭、三线及以下城市家庭和对房地产市场持有乐观预期的家庭中更为明显、效应更大，表现出异质性。此外，住房金融化、决策人风险偏好与家庭风险金融投资之间存在联系，风险偏好增强能够促进家庭参与风险金融投资，但这一正向效应会因住房金融化程度的加深而被削弱。

上述研究结论有助于更好地进行住房金融化的测度及影响效应分析，在一定程度上填补了相关研究的空白，为“房住不炒”定位提供理论支撑，在此基础上，本文提出如下建议：

第一，坚持“房住不炒”定位，防止资本无序扩张，合理控制住房金融化发展。引导资本有序流动，防止因资本无序扩张至房地产领域引起房价过度波动、住房金融化程度加深等问题，逐步弱化商品房金融投资属性，推动住房回归居住属性，从而减弱因住房金融化程度不断加深而带来的一系列负向影响。

第二，因城施策，分类调控，灵活运用“政策工具箱”。出台相关政策时要考虑个体家庭需求差异和城市间发展差异，对于刚性需求家庭和改善性需求

家庭的住房购买应予以鼓励及合理支持,对于拥有多套住房家庭的投资性购房需求坚持予以调控;对于经济发展程度、房地产市场成熟度不同的城市施行准确、贴合、有针对性的调控方案,保障政策用足、用好。

第三,持续健全资本市场功能,提升风险金融投资吸引力,加强完善金融监管。要强化金融市场基础设施建设,健全资本市场统筹发展,着力改善城市间金融市场发展不平衡、不完善的现状。要持续推动现有资本市场由大向强转变,一方面,金融机构要加强与投资者(特别是金融知识不完备的普通投资者)

沟通,提供相关金融知识的同时精准挖掘潜在投资需求,在产品研发时基于沟通结果和可得大数据信息细分投资人群、对不同投资群体(年龄、职业、教育水平等特征)画像,创新设计出更加精细、灵活、贴合不同投资群体需求的金融产品和投资组合,为投资者提供更多选择类型,增强投资吸引力;另一方面,要完善金融监管、强化风险控制,在风险管控的前提下适度降低交易费用和投资准入门槛、考虑适度放松赎回和转让限制,在减小难度和降低成本的同时提升投资者的投资安全感,吸引更多家庭积极参与风险金融市场投资、配置风险金融资产。

参考文献

- [1] Aalbers M B. The Variegated Financialization of Housing [J]. *International Journal of Urban and Regional Research*, 2017, 41 (4): 542-554.
- [2] Epstein G A. *Financialization and the World Economy* [M]. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2005: 46-74.
- [3] Foster J B. The Financialization of Capitalism [J]. *Monthly Review*, 2007, 58 (11): 1-12.
- [4] Krippner G. The Financialization of the American Economy [J]. *Socio-Economic Review*, 2005, 3 (2): 173-208.
- [5] Froud J, Haslam C, Johal S, Williams K. Shareholder Values and Financialization: Consultancy Promises, Management Moves [J]. *Economy and Society*, 2000, 29 (1): 80-110.
- [6] Stockhammer E. Financialization and the Slowdown of Accumulation [J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2004, 28 (5): 719-741.
- [7] Pike A, Pollard J. Economic Geographies of Financialization [J]. *Economic Geography*, 2010, 86 (1): 29-51.
- [8] Aalbers M B. The Financialization of Home and the Mortgage Market Crisis [J]. *Competition & Change*, 2008, 12 (2): 148-166.
- [9] Gotham K F. Creating Liquidity out of Spatial Fixity: The Secondary Circuit of Capital and the Subprime Mortgage Crisis [J]. *International Journal of Urban and Regional Research*, 2009, 33 (2): 355-371.
- [10] Christophers B. On Voodoo Economics: Theorising Relations of Property, Value and Contemporary Capitalism [J]. *Transactions of the Institute of British Geographers*, 2010, 35 (1): 94-108.
- [11] Fernandez R, Aalbers M B. Housing Financialization in the Global South: In Search of a Comparative Framework [J]. *Housing Policy Debate*, 2020, 30 (4): 680-701.
- [12] Forrest R, Hirayama Y. The Financialization of the Social Project: Embedded Liberalism, Neoliberalism and Home Ownership [J]. *Urban Studies*, 2015, 52 (2): 233-244.
- [13] Beswick J, Alexandri G, Byrne M, Vives-miro S, Fields D, Hodkinson S, Janoschka M. Speculating on London's Housing Future [J]. *City*, 2016, 20 (2): 321-341.
- [14] Blakeley G. Financialization, Real Estate and COVID-19 in the UK [J]. *Community Development Journal*, 2021, 56 (1): 79-99.
- [15] Dewilde C. Explaining the Declined Affordability of Housing for Low-income Private Renters Across Western Europe [J]. *Urban Studies*, 2018, 55 (12): 2618-2639.
- [16] Chen J, Wu F. Housing and Land Financialization under the State Ownership of Land in China [J]. *Land Use Policy*, 2022, 112: 104844.
- [17] Wu F, Chen J, Pan F, Gallent N, Zhang F. Assetization: The Chinese Path to Housing Financialization [J]. *Annals of the American Association of Geographers*, 2020, 110 (5): 1483-1499.
- [18] 张成思, 刘泽豪, 罗煜. 中国商品金融化分层与通货膨胀驱动机制 [J]. *经济研究*, 2014 (1): 140-154.
- [19] 张成思. 金融化的逻辑与反思 [J]. *经济研究*, 2019 (11): 4-20.
- [20] 王雅龄, 王力结. 地方债形成中的信号博弈: 房地产价格——兼论新预算法的影响 [J]. *经济学动态*, 2015 (4): 59-68.
- [21] 李嘉, 朱文浩. 从“住房改革”到住房金融化: 一个综述 [J]. *天津商业大学学报*, 2020 (2): 22-29.
- [22] 王桂虎, 白明, 朱刚. 住房金融化对重点城市金融风险的传导机制研究 [J]. *郑州大学学报(哲学社会科学版)*, 2022 (1): 56-62, 127.
- [23] Favilukis J, Ludvigson S C, Van Nieuwerburgh S. The Macroeconomic Effects of Housing Wealth, Housing Finance, and Limited Risk Sharing in General Equilibrium [J]. *Journal of Political Economy*, 2017, 125 (1): 140-223.

- [24] 李嘉,董亚宁,贺灿飞. 越负债,越投资?——住房金融化下的房企负债-投资行为与空间分异 [J]. 经济管理, 2020 (8): 171-189.
- [25] 李嘉,董亚宁,任卓然. 住房金融化、居民存贷比下降与住房资本转化: 越储蓄,越买房 [J]. 现代财经 (天津财经大学学报), 2021 (10): 68-83.
- [26] Kullmann C, Siegel S. Real Estate and Its Role in Household Portfolio Choice [C]. EFA 2003 Annual Conference Paper No. 918, Sauder School of Business Working Paper, University of British Columbia, Vancouver, 2005.
- [27] Cardak B A, Wilkins R. The Determinants of Household Risky Asset Holdings: Australian Evidence on Background Risk and Other Factors [J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33 (5): 850-860.
- [28] Camoes F, Vale S. Housing Valuation, Wealth Perception, and Homeowners' Portfolio Composition [J]. Journal of Family and Economic Issues, 2018, 39 (3): 494-508.
- [29] He Z, Shi X, Lu X, Li F. Home Equity and Household Portfolio Choice: Evidence from China [J]. International Review of Economics & Finance, 2019, 60: 149-164.
- [30] Henderson J V, Ioannides Y M. A Model of Housing Tenure Choice [J]. The American Economic Review, 1983, 73 (1): 98-113.
- [31] Heaton J, Lucas D. Portfolio Choice and Asset Prices: The Importance of Entrepreneurial Risk [J]. The Journal of Finance, 2000, 55 (3): 1163-1198.
- [32] Yamashita T. Owner-occupied Housing and Investment in Stocks: An Empirical Test [J]. Journal of Urban Economics, 2003, 53 (2): 220-237.
- [33] Saarimaa T. Owner-occupied Housing and Demand for Risky Financial Assets: Some Finnish Evidence [J]. Finnish Economic Papers, 2008, 21 (1): 21-38.
- [34] Chetty R, Sandor L, Szeidl A. The Effect of Housing on Portfolio Choice [J]. The Journal of Finance, 2017, 72 (3): 1171-1212.
- [35] 石有为. 住房资产、就业稳定性与家庭风险市场参与 [J]. 调研世界, 2021 (8): 27-34.
- [36] 马征程,杨朝军,蔡明超. 住房资产对风险型金融资产投资的影响——基于我国家庭的实证研究 [J]. 上海金融, 2019 (1): 1-8.
- [37] 路晓蒙,尹志超,张渝. 住房、负债与家庭股市参与——基于 CHFS 的实证研究 [J]. 南方经济, 2019 (4): 41-61.
- [38] 蒋瑛,李翀. 住房价格水平变化对中国家庭金融资产配置影响研究 [J]. 四川大学学报 (哲学社会科学版), 2019 (2): 65-76.
- [39] 陈华,胡晓龙. 居民家庭对房地产资产的配置是否阻碍了我国股票市场的发展? [J]. 投资研究, 2020 (3): 72-84.
- [40] 段忠东,段雨轩. 住房在家庭风险金融资产配置中的作用效果——基于面板数据的实证研究 [J]. 上海金融, 2021 (12): 2-19.
- [41] 张吉鹏,葛鑫,毛盛志. 家庭住房需求和资产配置——基于包含人力资本和禀赋异质性的生命周期模型 [J]. 经济研究, 2021 (7): 160-177.
- [42] 甘犁,尹志超,贾男,等. 中国家庭资产状况及住房需求分析 [J]. 金融研究, 2013 (4): 1-14.
- [43] Demir F. Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets [J]. Journal of Development Economics, 2009 (88), 314-324.
- [44] 张成思,郑宁. 中国实体企业金融化: 货币扩张、资本逐利还是风险规避? [J]. 金融研究, 2020 (9): 1-19
- [45] 彭俞超,韩珩,李建军. 经济政策不确定性与企业金融化 [J]. 中国工业经济, 2018 (1): 137-155.
- [46] 张成思,张步昙. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角 [J]. 经济研究, 2016, 51 (12): 32-46.
- [47] Chaney T, Sraer D, Thesmar D. The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment [J]. American Economic Review, 2012, 102 (6): 2381-2409.
- [48] 张嘉望,李博阳. 资产可逆性、抵押品渠道与企业投资效率——基于融资约束异质性视角 [J]. 经济管理, 2021 (5): 159-175.
- [49] 雷晓燕,周月刚. 中国家庭的资产组合选择: 健康状况与风险偏好 [J]. 金融研究, 2010 (1): 31-45.
- [50] 周广肃,梁琪. 互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资 [J]. 金融研究, 2018 (1): 84-101.
- [51] 盛智明,蔡婷婷. 金融从业经历、金融素养与家庭风险投资——基于“中国家庭金融调查 (CHFS)” 2017 数据的分析 [J]. 东南大学学报 (哲学社会科学版), 2021, 23 (5): 79-88, 151.
- [52] Case K E, Shiller R J. Is There a Bubble in the Housing Market? An Analysis [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2003, (2): 299-342.
- [53] 徐淑一. 房价预期与中国家庭风险金融资产配置研究 [J]. 中山大学学报 (社会科学版), 2021 (3): 168-178.

(责任编辑:李 晟 张安平)

ETF 折溢价可以预测其未来收益吗？

——基于错误定价的视角

Can ETF's Premium Predict Its Future Returns?

Based on a Perspective of Mispricing

薛英杰 刘昌阳 汪勇

XUE Ying-jie LIU Chang-yang WANG Yong

[摘要] 本文通过套利均衡模型刻画了ETF折溢价的形成过程，分析了ETF折溢价预测未来ETF收益的条件，并利用投资组合和Fama-Mecbeth回归检验了ETF折溢价对未来ETF收益的可预测性。研究结果显示：ETF折溢价是噪声冲击和投资者对信息反应不足导致的错误定价，这种错误定价主要发生在ETF层面，错误定价的修正表现为折溢价对未来ETF收益有负向预测作用，溢价率越高，未来ETF收益越低，投资者利用多空对冲策略每周可以从ETF错误定价修正中获得0.94%的收益。同时，ETF折溢价对未来ETF收益预测具有持续性，平均而言，ETF折溢价对未来ETF收益的预测可以持续4周，意味着市场完全修正ETF错误定价至少需要4周时间。本文进一步从套利限制的角度解释了ETF折溢价对未来收益预测的持续性，发现套利限制越大，折溢价对ETF未来收益预测的持续性越强，投资组合获得的收益也越高。

[关键词] 套利限制 错误定价 ETF折溢价 收益预测

[中图分类号] F832.48 F832.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 09-0044-15

Abstract: The paper depicts the formation process of ETF premium through an arbitrage equilibrium model to analyze a condition for predicting future ETF returns based on ETF premium, and examines the predictability by the method of portfolio analysis and Fama-Mecbeth regression. We find that ETF premium is a mispricing from noise shocks and investor underreaction to information, the mispricing occurs mainly at the ETF level, which implies that ETFs are much more likely to be mispriced than their underlying assets. The mispricing correction on ETF will display a negative return predictability that the future ETF return will decrease as the premium on ETF increases, and investors can gain 0.94% per week from ETF mispricing corrections by a long-short hedging strategy. Meanwhile, the ETF premium has a persistent predictive effect on future ETF return. On average, the persistence of return predictability can last for 4 weeks, which indicates that it takes at least 4 weeks for the market to fully correct ETF mispricing. In addition, we further explain the persistent predictability of ETF premiums on future returns from the perspective of arbitrage restriction, and we find that the greater the arbitrage restriction is, the longer the effect last and the higher the returns is.

Key words: Arbitrage restriction Mispricing ETF premium Return prediction

[收稿日期] 2023-02-06

[作者简介] 薛英杰，男，1990年12月生，对外经济贸易大学金融学院博士后，研究方向为实证资产定价；刘昌阳，男，1994年4月生，重庆交通大学经济与管理学院讲师，研究方向为金融市场；汪勇，男，1974年6月生，西南财经大学金融学院教授，博士生导师，研究方向为资产定价和公司金融。本文通讯作者为薛英杰，联系方式为yingjixuesuwfe@163.com。

[基金项目] 北京市习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心重大项目“提高金融服务构建新发展格局质效路径研究”（项目编号：21LLYJA054）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

金融创新为弥补市场的不完美而存在,有降低交易摩擦、突破市场约束和分散风险的作用(Tufano, 2003^[1]),为资本市场质量改善提供了技术和制度支撑,成为影响资本市场质量的重要因素。近20年来,金融工具创新层出不穷,迅速发展的衍生品成为国际金融创新的引领者,其中交易型开放式指数基金(Exchange Traded Fund,以下简称ETF)被认为是投资领域内最成功的金融创新产品之一(Deville, 2008^[2]; Zawadzki, 2020^[3])。

根据“一价定律”,ETF与基础资产共享相同的基本面和现金流,二者价格应该保持一致。然而,在实际交易中ETF价格经常偏离净值,出现折溢价^①。长期以来,学者将ETF折溢价与封闭式基金折溢价联系在一起,认为折溢价是对资产可获得性和交易成本的补偿(Bonser-Neal等,1990^[4]; Nishiotis, 2004^[5]; Piccotti, 2018^[6]);仅有少部分学者(Rompotis, 2010^[7]; Ma等,2018^[8];薛英杰等,2020^[9];Brown等,2021^[10])将ETF折溢价作为ETF错误定价的信号,讨论了其与未来ETF收益的关系。虽然ETF折溢价提供了一个直接错误定价的证据,但由于ETF和基础资产的内在价值不可观测,投资者无法判断ETF折溢价究竟由ETF错误定价所致还是基础资产错误定价所致,从而无法识别错误定价的修正方向。因此,现有研究将ETF折溢价等同于ETF错误定价,忽略了其同时反映ETF和基础资产错误定价的事实,得出的结论也莫衷一是。

从资产定价文献来看,关于资产错误定价的研究数不胜数,与错误定价相关的资产定价异象更是多如星辰,例如,股票净发行(Ritter, 1984^[11])、动量(Jegadeesh和Titman, 1993^[12])、应计项目(Sloan, 1996^[13])、投资者情绪(Baker和Wurgler, 2006^[14])、特质波动(Stambaugh等, 2015^[15])等异象都被解释为错误定价,但这些研究主要集中在基础资产上,很少关注ETF等衍生产品。与其他资产定价异象的代理变量不同,ETF折溢价捕获的错误定价可能来自ETF,也可能来自基础资产。如果ETF折溢价由ETF错误定价驱动,折溢价则反映了ETF层面的错误定

价,错误定价修正将会表现为ETF溢价率对未来ETF收益有负向预测作用。相反,如果ETF折溢价是由基础资产错误定价驱动,折溢价则反映了基础资产错误定价,此时,溢价率对未来ETF收益的预测性取决于ETF套利是否将基础资产的错误定价传递到ETF。众所周知,ETF和基础资产都可能出现错误定价,那么,在中国A股市场,ETF折溢价究竟更多地反映了ETF层面的错误定价,还是更多地反映了基础资产层面的错误定价?相应地,ETF折溢价是否对ETF未来收益有可预测性?

为回答以上问题,本文首先通过套利均衡模型刻画了ETF折溢价的形成过程,分析了套利均衡后ETF折溢价预测未来ETF收益的条件,并基于ETF折溢价的驱动原因提出了一种识别ETF和基础资产错误定价的方法,然后以2014—2021年中国A股股票指数ETF为研究样本,检验了ETF和基础资产的错误定价程度以及折溢价对未来ETF收益的可预测性。研究结果显示,ETF折溢价是交易噪声冲击和投资者对信息反应不足导致的错误定价,这种错误定价主要发生在ETF层面,ETF出现错误定价的概率远远大于基础资产,错误定价的修正表现为ETF溢价率对未来ETF收益有负向预测作用,溢价率越高,ETF未来收益越低。投资者采用捕捉这一可预测性的多空对冲策略每周可以获得0.94%的收益,使用风险因子调整后,投资组合仍然可以获得显著的超额收益,表明多空投资策略获得的超额收益并非来自系统性风险,而是对错误定价修正的补偿。

本文进一步研究了ETF错误定价的修正过程,发现ETF溢价率对未来ETF收益的预测性可持续4周之久,意味着投资者要完全修正ETF错误定价需要4周时间。错误定价滞后修正与套利限制相关,当ETF成分股特质波动率越高时,基于ETF溢价率的多空对冲策略获得的收益越高,预测性持续的时间也越长,这与套利限制阻碍投资者及时修正错误定价的理论一致,套利限制越强,投资者对错误定价修正的延迟程度越高,从而增强了折溢价对未来收益预测的持续性。此外,本文还检验了ETF折溢价对基础资产收益的预测性,发现折溢价对未来基础资产收益无预测性,意味着ETF交易并没有导致基础资产出现

① ETF折溢价是ETF折价或溢价的简称,反映了ETF价格偏离其净值的程度,本文采用ETF溢价率来度量ETF折溢价,当ETF溢价率大于0时,意味着ETF出现溢价,反之,意味着ETF出现折价。

系统的错误定价。

本文的主要贡献在于：首先，本文通过套利均衡模型刻画了ETF折溢价的形成过程，分析了套利均衡后ETF折溢价与未来ETF收益的关系，并基于ETF折溢价的驱动原因提出了一种识别ETF和基础资产错误定价的方法，弥补了现有关于ETF折溢价与未来ETF收益关系研究的逻辑缺陷。其次，本文发现ETF折溢价捕捉的错误定价主要发生在ETF层面，ETF套利并没有将错误定价传递到基础资产，引起系统的基础资产定价错误，有助于学者和监管者正确认识金融创新产品特性和其对资本市场的潜在影响。最后，本文贡献了一个资产定价异象，既丰富了衍生品定价相关的文献，又对投资者的具体投资实践具有重要的指导作用，投资者应用该策略不仅可以获得超额收益，还可以消除ETF错误定价，提高资本市场的运行效率。

本文后续安排如下：第二部分是文献回顾与理论分析，第三部分是数据来源与错误定价识别方法的介绍，第四部分检验了ETF折溢价对未来ETF收益的预测性，第五部分为进一步研究和稳健性检验，第六部分是结论及政策建议。

二、文献回顾与理论分析

（一）文献回顾

行为金融认为投资者的行为经常会出现偏差，不仅会对信息反应不足或反应过度，还容易受市场情绪干扰，这些行为偏差会导致资产价格出现错误定价，进而影响金融资源的合理配置（杨晓兰等，2004^[16]；杨墨竹，2013^[17]；王美今和孙建军，2016^[18]），而识别资产错误定价是一项非常困难的任务。ETF出现为识别错误定价提供了一个场景，由于ETF和基础资产共享相同基本面和现金流，二者价格应该保持一致，当ETF价格与基础资产价格发生偏离，出现折溢价时，表明ETF或基础资产处于错误定价状态，而且套利者的套利能力是有限的，错误定价无法被及时消除致使ETF折溢价持续存在。Shleifer和Vishny（1997）^[19]认为套利者在某些环境中并不一定能够完成套利活动，套利风险过大或交易摩擦会导致套利者的套利活动中止或推迟，致使ETF折溢价长期存在。Hilliard（2014）^[20]发现ETF套利机制会因基础资产流动性不足而受到影响，基础资产的流动性越差，ETF折溢价越大。市场分割也是导致资产出现折溢价

的重要原因，典型像跨境ETF和AH股，交易市场的分割使相同现金流的资产在不同市场之间的价格偏离更普遍、更频繁、更持久（Engle和Sarkar，2006^[21]；胡章宏和王晓坤，2008^[22]；Ackert和Tian，2010^[23]；宋顺林等，2015^[24]；薛英杰等，2020^[9]）。

长期以来，学者们将ETF折溢价直接作为ETF被错误定价的信号，并认为可以从错误定价的修正中获得超额收益。Rompotis（2010）^[7]研究了ETF折溢价如何影响其未来收益，结果表明ETF收益与同期溢价率正相关，与滞后一期溢价率负相关，说明ETF折溢价可以预测ETF未来收益。Fulkerson等（2013）^[25]研究了债券ETF折溢价的持续性，发现折溢价可以预测该交易日的盘后收益，高溢价的ETF伴随负的隔夜收益，而大幅折价的ETF隔夜收益则为正。Ma等（2018）^[8]研究了纽交所上市的亚洲国家ETF，发现跨境ETF折溢价是由于投资者对交易市场情绪过度反应导致，通过构建投资策略可以从价格修正中获得超额收益。然而，Brown等（2021）^[10]发现ETF溢价率变化对未来ETF收益并无显著的预测作用，这对ETF折溢价能否作为ETF错误定价的信号提出质疑。

本文认为学者之间未得出一致结论的核心原因在于ETF折溢价同时捕获了ETF和基础资产的错误定价，由于ETF和基础资产的内在价值无法观测，投资者无法识别ETF折溢价是ETF错误定价还是基础资产错误定价，因此，现有研究将折溢价视作ETF层面出现了错误定价是不恰当的。具体而言，如果ETF折溢价反映了ETF层面的错误定价，错误定价修正将会表现为折溢价对未来ETF收益有负向预测作用。如果ETF折溢价反映了基础资产错误定价，在自由套利的市场中，套利活动会将基础资产的错误定价传递到ETF，使ETF也处于错误定价状态，此时，ETF错误定价的修正将会表现为折溢价对未来ETF收益有正向预测作用。因此，折溢价预测未来ETF收益的方向取决于ETF和基础资产错误定价的相对程度大小，如果ETF折溢价更多反映了ETF层面的错误定价，ETF溢价率将对未来ETF收益有负向预测作用，反之，溢价率将对未来ETF收益有正向预测作用。

那么，ETF折溢价到底是更多反映了ETF层面的错误定价还是基础资产层面的错误定价？Israeli等（2017）^[26]认为噪声交易者处于信息劣势，从事个股交易面临的亏损概率较高，为了避免亏损，噪声交易

者会从基础资产迁移到ETF。Ben-David等(2018)^[27]发现,ETF交易费用低廉、流动性高的特征有吸引噪声交易者的特质,通过申购赎回机制有可能将噪声传递到基础资产,扭曲基础资产的价格。Box等(2021)^[28]研究了ETF和基础资产的日内套利,发现ETF错误定价是通过报价调整消除,而不是通过套利者套利消除。从这些研究结果来看,ETF错误定价的概率可能大于基础资产错误定价的概率。

ETF作为一种金融创新产品在中国A股市场发展相对较晚,国内关于ETF的学术研究目前还比较少。王良等(2019)^[29]研究了融资融券交易对ETF基金定价效率的影响,发现融资融券可以降低ETF价格对好、坏消息反应速度的非对称性。吴偲立和常峰源(2021)^[30]研究了A股市场中ETF基金对成分股流动性及流动性同步性的影响,发现ETF持股比例上升提高了股票流动性,但同时也导致股票流动性的同步水平上升。姜富伟等(2022)^[31]基于ETF套利视角研究了机构投资与金融稳定,发现ETF套利可能会增加股票系统性尾部风险,引起金融不稳定。但这些研究主要集中在ETF交易产生的经济后果上,鲜有以错误定价的视角研究ETF折溢价,仅有薛英杰等(2020)^[9]研究了中国跨境ETF折溢价与未来ETF收益的关系,发现中国跨境ETF折溢价是投资者受市场情绪影响过度反应的结果,未来ETF价格有一个均值回归的过程。因此,本文直接从错误定价的视角出发,旨在回答ETF折溢价更多是基础资产层面的错误定价还是ETF层面的错误定价以及其对未来ETF收益是否有预测性。

(二) 理论分析

为了清晰直观地刻画非信息冲击对ETF和基础资产定价的影响及ETF套利扮演的作用,本文参考Brown等(2021)^[10]证明ETF申购赎回净额预测ETF收益的理论模型,在其模型的基础上考虑了套利限制,分析了套利限制条件下ETF折溢价与其未来收益的关系以及套利活动对基础资产定价的潜在影响。

1. 模型基本假设。

根据ETF受需求冲击、价格偏离基本面、套利者执行套利和价格回归基本面4个过程,本文建立一个4期模型($t \in \{0, 1, 2, 3\}$)。在 $t=0$ 期,ETF和基础资产的初始价格被设定。到 $t=1$ 期,ETF和

基础资产受信息或噪声冲击出现相对错误定价。在 $t=2$ 期,套利者进入市场,通过申购或赎回消除相对错误定价,使得ETF和基础资产价格收敛。由于投资者的套利能力有限,ETF和基础资产价格无法完全收敛。到 $t=3$ 期,依靠市场力量,ETF和基础资产价格逐步收敛于基本面价值。

用 F_t 表示每份ETF潜在的基本面价值,以说明基本面信息冲击对ETF和基础资产价格的影响。本文假设潜在的基本面价值 F_t 服从随机游走过程,具体如下:

$$F_t = F_{t-1} + \omega_t \quad (1)$$

其中, ω_t 是 t 时期的基本面信息,服从均值为0、方差为 σ_ω^2 的正态分布。

在每个时期 t ,用 q_t 表示ETF份额数量; p_t 表示每份ETF价格; π_t 表示每份ETF的基础资产价格,即ETF净值。进一步,我们可以将ETF折溢价、ETF错误定价、基础资产错误定价表示如下:

ETF折溢价:

$$\psi_t = p_t - \pi_t \quad (2)$$

ETF错误定价:

$$\varphi_t = p_t - F_t \quad (3)$$

基础资产错误定价:

$$\alpha_t = \pi_t - F_t \quad (4)$$

当ETF折溢价 ψ_t 不等于0时,违背了一价定律,意味着出现了一个明显的无风险套利机会。ETF投资者可以通过一级市场申购(赎回)ETF份额实现无风险套利,从而消除ETF折溢价。

2. 模型均衡求解。

在套利限制条件下,套利者通过申购(赎回)ETF份额最大化套利收益^①,实现套利均衡后的ETF折溢价、ETF错误定价、基础资产错误定价如下:

ETF折溢价:

$$\psi_2^* = p_2^* - \pi_2^* = \left(1 - \frac{N}{(N+1)}\right) (\varepsilon_1^{ef} - \varepsilon_1^{nav}) \quad (5)$$

ETF错误定价:

$$\varphi_2^* = p_2^* - F_1 = \varepsilon_1^{ef} - \eta \left(\frac{N(\varepsilon_1^{ef} - \varepsilon_1^{nav})}{(N+1)(\lambda + \eta)} \right) \quad (6)$$

① 受篇幅限制,文中未列出套利均衡求解过程,感兴趣的读者可联系作者索取。

基础资产错误定价:

$$\alpha_2^* = \pi_2 - F_1 = \varepsilon_1^{nav} + \lambda \left(\frac{N(\varepsilon_1^{ef} - \varepsilon_1^{nav})}{(N+1)(\lambda + \eta)} \right) \quad (7)$$

其中, N 为参与套利者的投资者数量, ε_1^{ef} 和 ε_1^{nav} 分别是非基本面因素对 ETF 和基础资产价格的冲击, λ 和 η 分别是 ETF 和基础资产价格对 ETF 申购赎回份额的敏感度。

在 η 和 λ 保持不变时, ETF 折溢价、ETF 错误定价和基础资产错误定价由参与套利的投资者数量和基本面因素冲击的大小决定。具体来讲:

(1) 在套利限制保持不变, 即参与套利的投资者数量 (N) 保持不变时, ETF 折溢价取决于 ETF 与基础资产遭受非基本面因素冲击的相对大小。

(2) 在 ETF 和基础资产非基本面因素冲击保持不变时, 参与套利的投资者数量是 ETF 折溢价的减函数, 意味着 ETF 折溢价随着参与套利的权威机构投资者数量上升而下降, 即套利限制越小, ETF 折溢价越小。

(3) 投资者完成套利后, ETF 和基础资产错误定价分别可以表示为 ETF 和基础资产非基本面因素冲击的线性函数, 表明投资者的套利活动实现了 ETF 和基础资产错误定价的相互传递。当 $\lambda > 0, \eta = 0$ 时, ETF 的错误定价 ε_1^{ef} 被传递到基础资产; 相反, 当 $\eta > 0, \lambda = 0$ 时, 基础资产错误定价 ε_1^{nav} 被传递到 ETF; 当 $\lambda > 0, \eta > 0$ 时, ETF 和基础资产错误定价相互传递。因此, 投资者进行套利并没有消除错误定价, 只是将 ETF 和基础资产的错误定价重新分配。

3. 折溢价与 ETF 错误定价修正方向。

由于资产内在价值无法观测, 套利均衡后, 投资者无法根据 ETF 折溢价判断 ETF 和基础资产错误定价的修正方向, 所以也无法构造有效的投资策略来修正错误定价。为了帮助投资者构建有效投资策略以消除市场误定价, 需要对 ETF 折溢价与 ETF 错误定价的关系进一步分析。由于 ETF 错误定价为 φ_2^* , 投资者完成错误定价修正可以获得的收益为 $-\varphi_2^*$ 。因此, 本文通过 ETF 折溢价与错误定价修正收益回归系数的符号就可以判断 ETF 错误定价修正的方向。为了使模型的解释更加直观, 本文采用 Brown 等 (2021)^[10] 模型中 ETF 非基本面因素 ε_1^{ef} 和基础资产非基本面因素 ε_1^{nav} 的相关系数为 1 且 $\sigma_e \neq \sigma_n$ 的假设, 即 $\text{Cov}(\varepsilon_1^{ef}, \varepsilon_1^{nav}) = \sigma_e \sigma_n$, 并令 $\frac{N}{N+1} = \theta$, 便可得到套

利均衡条件下 ETF 错误定价修正收益对 ETF 折溢价回归的系数, 具体如下:

$$\begin{aligned} \rho_{ef} &= \frac{\text{Cov}(-\varphi_2^*, \psi_2^*)}{\text{Var}(\psi_2^*)} \\ &= \frac{(\sigma_n - \sigma_e) \{ [\lambda + (1-\theta)\eta] \sigma_e + \theta \eta \sigma_n \}}{(\lambda + \eta)(1-\theta) \text{Var}[(\varepsilon_1^{ef} - \varepsilon_1^{nav})]} \end{aligned} \quad (8)$$

其中, ρ_{ef} 为 ETF 错误定价修正收益与 ETF 折溢价的回归系数; σ_e 和 σ_n 分别为 ε_1^{ef} 和 ε_1^{nav} 的标准差, 标准差越大意味着错误定价越严重。

由于 $[\lambda + (1-\theta)\eta] \sigma_e + \theta \eta \sigma_n > 0$, 所以, ETF 折溢价与 ETF 错误定价修正收益回归系数的符号取决于 ETF 和基础资产错误定价程度的相对大小。当 ETF 错误定价程度大于基础资产时, 即 $\sigma_n - \sigma_e < 0$, ETF 折溢价与 ETF 错误定价修正收益的回归系数为负; 反之, 当 ETF 错误定价程度小于基础资产时, 即 $\sigma_n - \sigma_e > 0$, ETF 折溢价与 ETF 错误定价修正收益的回归系数为正。

三、数据样本与 ETF 错误定价识别

(一) 数据来源

中国市场 ETF 发展相对较晚, 2010 年前股票型 ETF 数量不足 10 只, 2010 年之后, ETF 数量和规模才迅速扩张, 到 2014 年年末, 股票型 ETF 数量达到 91 只。为保证实证结果的稳健性, 本文选择以 2014—2021 年间中国 A 股上市的股票型 ETF 为研究样本, 相关数据均来自国泰安数据库 (CS-MAR), 主要包括 ETF 交易行情数据、净值数据和其成分股特征数据。鉴于可用于研究的样本时间较短, 本文选择周度频率的数据进行相关实证分析, 同时考虑到基金规模和流动性对研究结果的影响, 我们按照 ETF 规模和换手率的十分位数剔除了市值小于 1.5 亿、换手率低于 0.5% 以及上市时间不足一年的样本。

(二) 关键变量

1. ETF 收益。

ETF 收益反映了每周 ETF 价格变化比率, 是 t 周 ETF 收盘价与 $t-1$ 周 ETF 收盘价之差除以 $t-1$ 周 ETF 收盘价, 具体如下:

$$RET_{it} = \frac{Close_{i,t} - Close_{i,t-1}}{Close_{i,t-1}} \quad (9)$$

其中, RET_{it} 是第 i 只 ETF 在 t 周的收益, $Close_{it}$ 是

ETF 在 t 周的收盘价。

2. ETF 折溢价。

ETF 折溢价反映了 ETF 价格偏离基础资产价格 (即净值) 的程度, 为了使不同 ETF 折溢价具有可比性, 我们采用 ETF 溢价率来度量 ETF 折溢价程度, 具体如下:

$$Premium_{it} = \frac{Close_{it} - NAV_{it}}{NAV_{it}} \quad (10)$$

其中, $Premium_{it}$ 是第 i 只 ETF 在 t 周末的溢价率, $Close_{it}$ 是 ETF 在 t 周的收盘价, NAV_{it} 是 ETF 在 t 周的净值。

为了完成实证分析, 本文也构建了其他 ETF 相关的指标, 包括 ETF 规模、成交额、换手率、动量效应以及 ETF 年龄。具体变量定义如表 1 所示。

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。ETF 每周收益率均值为 0.01, 中位数为 0.01, 偏度是 0.24, 峰度是 3.77, 中位数与均值比较接近, 峰度

较高, 表明 ETF 收益接近正太分布, 分布特征呈高峰肥尾形态。ETF 折溢价的均值为 -0.03%, 中位数为 -0.04%, 偏度为 17.61, 峰度为 677.21, 说明 ETF 折溢价为左偏分布, ETF 出现溢价的概率高于折价的概率。此外, ETF 规模的均值为 39.11, 中位数仅为 7.09, 标准差为 83.11, 偏度为 3.41, 这意味着 ETF 规模的分布偏右, 大多数 ETF 规模较小。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
ETF 收益	<i>RET</i>	周度 ETF 收益率
ETF 折溢价	<i>Premium</i>	ETF 收盘价与净值之比减 1
ETF 规模	<i>Size</i>	ETF 市值取自然对数
成交额	<i>Amount</i>	周度 ETF 交易金额取自然对数
换手率	<i>Turnover</i>	ETF 过去一周平均换手率
动量效应	<i>Mom</i>	ETF 过去 10 周累积收益
ETF 年龄	<i>Age</i>	ETF 成立年限

表 2 变量描述性统计

	样本量	均值	标准差	中位数	最大值	最小值	偏度	峰度
<i>RET</i>	16 883	0.01	0.04	0.01	0.39	-0.22	0.24	3.77
<i>Premium (%)</i>	16 883	-0.03	1.00	-0.04	5.00	-6.00	1 761.00	67 721.00
<i>Size</i>	16 883	39.11	83.11	7.09	624.44	1.00	3.41	12.21
<i>Amount</i>	16 883	7.41	24.96	0.85	841.01	0.01	10.40	200.28
<i>Turnover</i>	16 883	0.21	0.43	0.11	21.34	0.000 5	14.16	458.36
<i>Mom</i>	14 008	0.03	0.12	0.02	0.65	-0.51	0.18	1.30
<i>Age</i>	16 883	3.62	3.52	2.30	16.11	0.01	1.06	0.44

(三) ETF 错误定价程度识别策略

为了检验 ETF 折溢价更多反映了 ETF 错误定价还是基础资产错误定价, 我们需要在折溢价条件下识别 ETF 和基础资产错误定价程度的大小。从理论上讲, 导致资产错误定价的原因有两种: 一是投资者对信息反应不足或反应过度, 二是交易噪声冲击资产价格。当 ETF 和基础资产对信息或噪声反映不一致时, 就会出现折溢价现象, 根据贝叶斯学习法则, 投资者只需从历史信息中推断折溢价条件下 ETF 和基础资产错误定价的原因就可以判断 ETF 折溢价究竟更多反映了 ETF 错误定价还是基础资产错误定价。

本文基于 ETF 折溢价条件下 ETF 和基础资产价格分别遭受信息和噪声冲击后的价格变化形态来识别 ETF 和基础资产错误定价的原因, 进而估计 ETF 和基础资产错误定价的概率。下面以 ETF 溢价条件下

噪声或信息冲击 ETF 和基础资产为例, 说明 ETF 和基础资产错误定价程度的识别策略, 具体如下:

情形 1: ETF 遭受正向噪声冲击。如图 1 矩阵第 1 行第 1 列所示, 在 $t=0$ 时期, ETF 价格与基础资产价格保持一致, 并等于基本面价值。在 $t=1$ 时期, ETF 遭受正向噪声冲击, 价格向上移动。在该冲击下基础资产价格也会向上移动。由于 ETF 错误定价程度大于基础资产, 出现 ETF 溢价。在 $t=2$ 时期, 套利者进入市场, 买入一篮子基础资产并以净值申购 ETF 份额, 然后在二级市场卖出, 这一行为使得 ETF 二级市场价格下降, 基础资产价格上升。但由于套利限制的存在, 套利者这一时期内并不能完全消除相对价差, ETF 仍然处于溢价状态。在 $t=3$ 时期, 依靠市场力量消除这一噪声冲击, 使 ETF 和基础资产价格均向下移动, 最终回归均衡状态。在实际中, 由于

$t=1$ 时期和 $t=2$ 时期的时间间隔并不明显（溢价出现会立即引起套利行为），因此，我们实际观测到的是从 $t=0$ 到 $t=2$ 时期末，ETF 的收益率为正。而从 $t=2$ 到 $t=3$ 时期末，由于价格向均衡状态回归，我们可以观察到 ETF 的收益为负。那么，我们就可以根据 $t=2$ 时期和 $t=3$ 时期 ETF 收益的符号将矩阵第一行第一列的 ETF 价格的动态变化情形识别为正向噪声冲击 ETF。

	ETF				基础资产			
噪声冲击	---	---	±	---	---	---	±	---
信息冲击	---	---	±	±	---	---	±	---
	$t=0$	$t=1$	$t=2$	$t=3$	$t=0$	$t=1$	$t=2$	$t=3$

--- ETF价格 — ETF净值

图1 ETF 溢价条件下价格对冲击的反应

情形 2: 基础资产遭受负向噪声冲击。如图 1 矩阵第 1 行第 2 列所示，在 $t=0$ 时期，ETF 价格与基础资产价格保持一致，并等于基本面价值。在 $t=1$ 时期，基础资产遭受负向噪声冲击，价格向下移动，在该冲击下 ETF 价格也会向下移动。由于基础资产错误定价程度大于 ETF，出现 ETF 溢价。在 $t=2$ 时期，套利者进入市场，买入一篮子基础资产并以净值申购 ETF 份额，然后在二级市场卖出，这一行为使得 ETF 二级市场价格下降，基础资产价格上升。但由于套利限制的存在，套利者这一时期内并不能完全消除相对价差，ETF 仍然处于溢价状态。在 $t=3$ 时期，依靠市场力量消除这一噪声冲击，使 ETF 和基础资产价格均向上移动，最终回归均衡状态。类似情形 1，我们实际可以观测到的是从 $t=0$ 到 $t=2$ 时期末，ETF 的收益率为负。而从 $t=2$ 到 $t=3$ 时期末，ETF 的收益为正。我们就可以根据 $t=2$ 时期和 $t=3$ 时期 ETF 收益的符号将矩阵第一行第二列的 ETF 价格的动态变化情形识别为负向噪声冲击基础资产。

情形 3: 基础资产对正向信息反应不足（正向信息冲击 ETF）。如图 1 矩阵第 2 行第 1 列所示，在 $t=0$ 时期，ETF 价格与基础资产价格保持一致，并等于基本面价值。在 $t=1$ 时期，ETF 遭受正向信息冲击价格向上移动，此时由于基础资产对该信息反应不足导致 ETF 出现溢价。在 $t=2$ 时期，套利者进入市场，

买入一篮子基础资产并以净值申购 ETF 份额，然后在二级市场卖出，这一行为使得 ETF 二级市场价格下降，基础资产价格上升。在 $t=3$ 时期，依靠市场力量，ETF 和基础资产价格均向上移动回归均衡状态。在实际中，由于 $t=1$ 时期和 $t=2$ 时期的时间间隔并不明显（溢价出现会立即引起套利行为），因此，我们实际可以观测到的是从 $t=0$ 到 $t=2$ 时期末，ETF 收益率为正。从 $t=2$ 到 $t=3$ 时期末，由于价格向均衡状态回归，我们可以观察到 ETF 的收益率为正，那么，我们就可以根据 $t=2$ 时期和 $t=3$ 时期 ETF 收益的符号将矩阵第二行第一列识别为正向信息冲击 ETF。

情形 4: ETF 对负向信息反应不足（负向信息冲击基础资产）。与情形 3 类似，ETF 对信息反应不足会导致 ETF 出现折溢价，我们同样根据 $t=2$ 时期和 $t=3$ 时期 ETF 收益的符号就可以将矩阵第 2 行第 2 列识别为负向信息冲击基础资产。

图 2 则描述了 ETF 折价条件下，ETF 和基础资产价格对信息或噪声冲击的反应，同样会出现四种情形。但在 ETF 折价条件下，ETF 在 $t=1$ 时期遭受到冲击的方向与 ETF 溢价条件下遭受到冲击的方向相反，因此， $t=3$ 时期的价格回归均衡状态的方向也与 ETF 溢价条件下回归均衡的方向相反。

	ETF				基础资产			
噪声冲击	---	---	±	---	---	---	±	---
信息冲击	---	---	±	±	---	---	±	---
	$t=0$	$t=1$	$t=2$	$t=3$	$t=0$	$t=1$	$t=2$	$t=3$

--- ETF价格 — ETF净值

图2 ETF 折价条件下价格对冲击的反应

在以上四种情形中，噪声冲击 ETF 和 ETF 对信息反应不足意味着 ETF 错误定价程度大于基础资产；噪声冲击基础资产和基础资产对信息反应不足则意味着基础资产错误定价程度大于 ETF。因此，本文通过折溢价出现后 ETF 和基础资产的价格形态来识别其遭受的冲击类型，进而判断折溢价更多反映了 ETF 错误定价还是基础资产错误定价。然后统计历史数据中四种错误定价情形出现的频率，分别估计 ETF 和

基础资产错误定价程度大小的条件概率。具体而言,假设ETF折溢价条件下噪声冲击ETF和ETF对信息反应不足两种情形出现的频数分别为 F_{11} 和 F_{22} ,噪声冲击基础资产和基础资产对信息反应不足的频数分别为 F_{12} 和 F_{21} ,则ETF和基础资产错误定价程度相对大小的条件概率可以表示为:

$$P(Misprice_{ef} | Premium) = \frac{F_{11} + F_{22}}{F_{11} + F_{12} + F_{21} + F_{22}} \quad (11)$$

$$P(Misprice_{nav} | Premium) = \frac{F_{12} + F_{21}}{F_{11} + F_{12} + F_{21} + F_{22}} \quad (12)$$

如果 $P(Misprice_{ef} | Premium) < P(Misprice_{nav} | Premium)$, 表明ETF的错误定价程度大于基础资产的条件概率小于基础资产错误定价程度大于ETF的条件概率, 意味着ETF折溢价更多反映了基础资产层面的错误定价; 相反, $P(Misprice_{ef} | Premium) > P(Misprice_{nav} | Premium)$, 则意味着ETF折溢价更多反映了ETF层面的错误定价。

表3 ETF与基础资产错误定价程度分析

Panel A: ETF折溢价遭受冲击的来源分析					
	冲击来源	冲击当周收益	冲击修正收益	冲击次数	冲击次数占比
折价组	信息冲击基础资产	0.018	0.054	304	0.279
	噪声冲击基础资产	0.019	-0.038	297	0.272
	信息冲击ETF	-0.013	-0.038	214	0.196
	噪声冲击ETF	-0.014	0.046	276	0.253
溢价组	信息冲击基础资产	-0.020	-0.051	316	0.293
	噪声冲击基础资产	-0.018	0.051	280	0.260
	信息冲击ETF	0.019	0.045	208	0.193
	噪声冲击ETF	0.024	-0.050	274	0.254
Panel B: 错误定价程度分析					
	折价组		溢价组		
	ETF	基础资产	ETF	基础资产	
信息冲击	0.196	0.279	0.193	0.293	
噪声冲击	0.253	0.272	0.254	0.260	
信噪比	0.775	1.026	0.760	1.127	
错误定价概率	53.2%	46.8%	54.7%	45.3%	

表3报告了ETF与基础资产错误定价程度大小的分析结果。Panel A统计了ETF折溢价条件下噪声和信息分别冲击基础资产和ETF的次数及占比。在ETF折价组, 样本期内信息冲击基础资产304次, 冲

击次数占比为27.9%; 噪声冲击基础资产297次, 冲击次数占比为27.2%; 信息冲击ETF为214次, 冲击次数占比为19.6%; 噪声冲击ETF共276次, 冲击次数占比为25.3%。从冲击次数占比来看, 基础资产遭受信息冲击的比例与噪声冲击比例相当, 而ETF遭受信息冲击的比例仅为19.6%, 明显低于噪声冲击的比例, 表明ETF非常受噪声交易者青睐, 噪声交易者更倾向于参与ETF交易。ETF溢价组的结论与折价组类似, 噪声冲击ETF的频率为25.4%, 远远高于信息冲击ETF的频率19.3%, 而噪声冲击基础资产的频率为26.0%, 略低于信息冲击基础资产的频率, 说明基础资产并不存在严重的错误定价。

Panel B报告了ETF折溢价条件下ETF和基础资产的信噪比(信息冲击占比/噪声冲击占比)及其错误定价程度相对大小的条件概率。例如,ETF出现折价时,ETF的信噪比为0.775,其错误定价程度大于基础资产的条件概率为53.2%,而基础资产的信噪比为1.026,其错误定价程度大于ETF的条件概率为46.8%;ETF出现溢价时,ETF的信噪比为0.760,其错误定价大于基础资产的条件概率为54.7%,而基础资产的信噪比为1.127,其错误定价大于ETF的条件概率为45.3%。无论ETF出现折价还是溢价,ETF的信噪比都低于基础资产,ETF错误定价程度大于基础资产的概率明显高于基础资产错误定价程度大于ETF的概率。

以上结果表明,ETF折溢价更多地反映了ETF层面的错误定价。自然地,我们可以得到如下推论:ETF当期折溢价可以作为ETF错误定价的信号来预测其未来期的收益率,ETF当期溢价越高意味着ETF高估的程度越严重,其未来获得的收益会越低;相反,ETF当期折价越高意味着ETF低估的程度越严重,其未来获得的收益会越高。

四、基于ETF折溢价的收益可预测性检验

(一) 投资组合结果分析

我们已经证实ETF折溢价更多地反映了ETF层面的错误定价,并得到ETF折溢价对未来ETF收益有负向预测作用的推论。为了验证这一推论,我们采用实证资产定价研究中常用的投资组合分析法检验折溢价对ETF未来收益的可预测性。具体而言,在样本期内的每个星期一,将所有ETF按照 $t-1$ 周对应的ETF溢价率(Premium)从小到大进行排序,并按

照 10%、20%、30%、……、80%和 90%分位数分成 10 组，形成 10 个多头 ETF 组合，计算各个组合平均收益率。同时，通过做多 ETF 折溢价最高的组合 (High)，做空 ETF 折溢价最低的组合 (Low)，可以形成多空对冲组合 (H-L)。

表 4 报告了基于 ETF 溢价率构造的投资组合原始收益，经 CAPM (Sharpe, 1964^[32])、Fama-French 三因子 (Fama 和 French, 1993^[33])、Carhart 四因子 (Carhart, 1997^[34]) 以及 Fama-French 五因子 (Fama 和 French, 2015^[35]) 模型调整收益。无论原始组合收益还是经风险因子调整收益，均随着 ETF 溢价率

上升而单调递减，说明 ETF 溢价率对未来 ETF 收益有显著的负向预测作用。而且多空对冲组合 (H-L) 可获得 -0.94% 的原始收益，对应的 *t* 统计量为 -6.29，在 1% 的置信水平上显著，意味着投资者可以通过多空对冲组合在规避系统风险的情况下每周获得 0.94% 的收益。经 CAPM、Fama-French 三因子、Carhart 四因子以及 Fama-French 五因子模型调整后，多空对冲组合超额收益仍然显著，表明现有风险因子无法完全解释 ETF 溢价率对未来 ETF 收益的预测，该预测性可能反映了投资者非理性行为导致的错误定价。

表 4 基于 ETF 折溢价的收益可预测性：投资组合分析

	Premium	Raw Return	Alpha_C	Alpha_F3	Alpha_F4	Alpha_F5
Low	-0.89	0.99 *** (3.53)	0.65 *** (6.65)	0.62 *** (7.36)	0.63 *** (7.44)	0.63 *** (7.38)
2	-0.41	0.61 ** (2.16)	0.27 ** (2.74)	0.24 ** (2.84)	0.25 ** (2.90)	0.26 ** (2.99)
3	-0.26	0.64 ** (2.32)	0.30 *** (3.46)	0.28 *** (3.56)	0.29 *** (3.73)	0.30 *** (3.77)
4	-0.16	0.57 ** (2.10)	0.24 ** (2.97)	0.23 ** (3.08)	0.23 ** (3.09)	0.23 ** (3.00)
5	-0.091	0.41 (1.53)	0.081 (1.21)	0.074 (1.20)	0.074 (1.20)	0.067 (1.10)
6	-0.028	0.47 * (1.68)	0.13 * (1.71)	0.13 * (1.72)	0.13 * (1.76)	0.14 * (1.86)
7	0.032	0.42 (1.51)	0.083 (1.10)	0.078 (1.10)	0.079 (1.12)	0.091 (1.31)
8	0.11	0.36 (1.27)	0.018 (0.19)	0.018 (0.19)	0.021 (0.23)	0.028 (0.30)
9	0.21	0.40 (1.43)	0.062 (0.74)	0.051 (0.63)	0.052 (0.64)	0.06 (0.73)
High	0.63	0.048 (0.16)	-0.30 ** (-2.44)	-0.30 ** (-2.45)	-0.30 ** (-2.47)	-0.30 ** (-2.45)
H-L		-0.94 *** (-6.29)	-0.96 *** (-6.33)	-0.93 *** (-6.55)	-0.93 *** (-6.66)	-0.93 *** (-6.60)

注：括号内为对应回归系数的 *t* 统计量。其中 ***、** 和 * 分别代表系数 1%、5% 和 10% 的显著性水平。下同。

(二) Fama-Macbeth 回归

为了控制基金特征对 ETF 折溢价预测未来 ETF 收益的影响，我们继续采用实证资产定价研究中经典的 Fama-Macbeth 横截面回归 (Fama 和 Macbeth, 1973^[36]) 检验 ETF 折溢价对未来 ETF 收益的预测性。具体地，以 *t* 周的 ETF 收益 (RET_t) 为被解释变量，*t*-1 周的 ETF 溢价率 ($Premium_{t-1}$) 为核心解释变量，构建模型如下：

$$RET_{i,t} = \mu + \gamma_i Premium_{i,t-1} + \phi_i Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中， $Control_{t-1}$ 为控制变量，主要包括 ETF 规模、成交量、换手率、滞后 2 期折溢价、基金动量和成立年限。

表 5 报告了 Fama-Macbeth 回归的结果。为了避免控制变量之间相关性对研究结果的影响，本文分别将控制变量逐步加入回归模型进行实证分析。列 (1) 为仅考虑了 ETF 溢价率与未来 1 周收益的单变量回归。溢价率 ($Premium$) 的回归系数为 -0.62 (*t* 统计量为 -9.82)，在 1% 的置信水平上显著为负，与投资组合分析的结论一致，ETF 溢价率可以负向预测

未来ETF收益。列(2)将ETF规模作为控制变量加入回归方程, $Premium_{t-1}$ 的回归系数仍然为负(-0.62), 且在1%的置信水平上显著。列(3)至列(7)分别加入ETF的成交量、换手率、持股动量、滞后两期ETF折溢价和ETF成立年限, $Premium_{t-1}$ 系

数的符号和显著性均为没有明显的变化。综上所述, 控制所有ETF特征后, ETF溢价率对未来ETF收益的Fama-Macbeth回归系数仍然显著为负, 表明ETF折溢价对未来ETF收益的预测性并不受ETF特征影响。

表5 基于ETF折溢价的收益可预测性: Fama-Macbeth回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$Premium_{t-1}$	-0.62*** (-9.82)	-0.62*** (-9.92)	-0.72*** (-11.65)	-0.71*** (-11.50)	-0.72*** (-12.09)	-0.73*** (-11.61)	-0.72*** (-11.51)
控制变量	NO	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	0.005* (1.67)	0.009** (2.48)	0.013*** (3.40)	0.006 (1.35)	0.004 (1.07)	0.004 (1.01)	0.005 (1.42)
Observations	16 883	16 883	16 883	16 883	16 881	16 881	16 881
R ²	0.696	0.701	0.712	0.720	0.748	0.753	0.757

总之, 投资组合和Fama-Macbeth回归结果都表明ETF溢价率对未来ETF收益有显著的预测性, 随着ETF溢价率上升, 未来ETF收益将会下降, 并且这种预测性不是由已知风险因子和ETF特征所驱动。

(三) ETF折溢价对ETF收益预测的持续性分析

前文已经证明ETF折溢价更多反映了ETF错误定价, 并且ETF溢价率对未来一周ETF收益有显著的预测性, 说明错误定价已在逐步修正中, 那么, 在ETF错误定价出现后, 未来一周是否能完全修正错误定价? 如果不能, 市场需要多久才能完成ETF错误定价修正?

为了回答上述问题, 我们通过投资组合分析法来检验ETF溢价率对未来ETF收益预测的持续性, 预测持续性越强, 表明错误定价修正所需要的时间越久。具体来讲, 在第t周, 按照t-1周的ETF溢价率对市场上所有ETF进行排序, 根据10%、20%、30%、……、80%、90%分位数将ETF分为10组, 形成10个多头投资组合, 同时, 做多ETF溢价率排序最低组(Low), 做空ETF溢价率最高组(High), 形成一个多空对冲组合, 分别将各组合持有1周、2周、3周、……、n周, 并统计各组合持有期内的累积超额收益^①。

图3和图4分别呈现了ETF折价组(Low)、ETF溢价组(High)以及多空对冲组合形成后1周、2周、3周、……、8周的累积超额收益。如图3所

示, 在ETF折价组(Low)中, 组合形成5周内, 随着组合持有时间增加累积超额收益不断上升, 组合形成5周后, 组合持有累积超额收益不再上升; 在ETF溢价组(High)中, 组合形成4周内, 组合累积超额收益随着持有时间增加而下降, 组合形成4周后, 组合累积收益不再下降, 表明ETF错误定价并不能在一周内完成修正, 要完全修正ETF错误定价需要4~5周时间。图4展示了多空对冲组合累积收益。在组合形成4周内, 多空对冲组合累积超额收益持续上升, 4周后多空对冲组合累积超额收益震荡下降, 说明ETF折溢价反映的ETF错误定价完全修正。

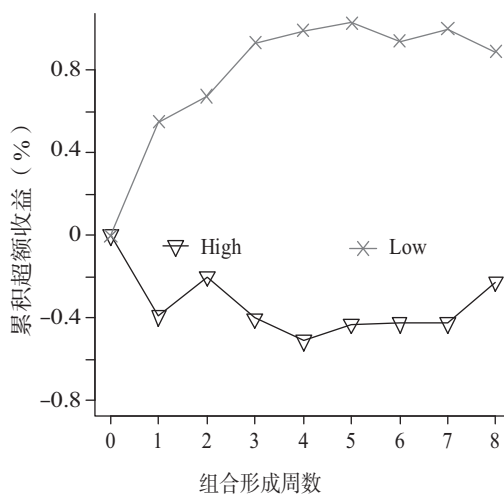


图3 投资组合持有期限与累积超额收益

① 这里的超额收益是指从ETF原始收益减去市场收益后的收益, 采用市场调整的超额收益可以消除新信息对错误定价修正的影响, 从而使我们清楚直观地看到每个组合错误定价的修正过程。

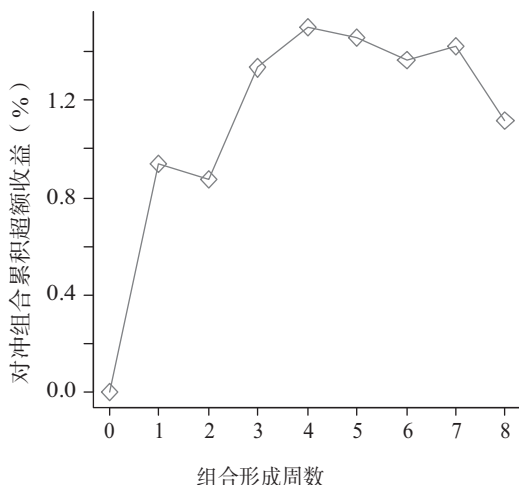


图4 对冲投资组合持有期限与累积超额收益

至少需要4周时间。这可能是套利限制所致，套利限制的存在会使投资者延迟修正错误定价，从而表现为ETF折溢价预测未来ETF收益具有可持续性。

五、进一步研究与稳健性检验

(一) 进一步研究

1. 套利限制对ETF收益可预测性的影响。

为进一步检验ETF折溢价对未来ETF收益预测持续性是否是套利限制所致，我们选择ETF成分股特质波动率作为套利限制的代理变量，采用投资组合分析法来检验套利限制与ETF收益可预测性的关系。本文按照ETF成分股特质波动率中位数将ETF分为两组：成分股特质波动率大于中位数的ETF为高分成分股特质波动ETF组，小于中位数的ETF为低成分股特质波动ETF组。在不同成分股特质波动ETF组内，再根据ETF溢价率将ETF分成10组，构造10个多头组合和一个多空对冲组合。

表6报告了不同成分股特质波动ETF组溢价率组合原始收益及各因子模型调整后的超额收益。Panel A为高分成分股特质波动ETF组合，Panel B为低成分股特质波动ETF组合。我们发现，无论是高分成分股特质波动ETF组合还是低成分股特质波动ETF组合，ETF溢价率最低组(Low)的原始收益及各因子模型调整后的超额收益均大于ETF溢价率最高组(High)，而且多空对冲组合ETF收益显著为负。例如，在Panel A中，折溢价最低组(Low)、最高组(High)以及多空对冲组合(H-L)的ETF原始收益分别为1.14%、-0.016%和-1.28%，对应t统计量分别为2.88、-0.041和-5.18，表明在成分股特质波动子样本中ETF折溢价对未来ETF收益仍

有显著的预测性。进一步比较高分成分股特质波动和低成分股特质波动组合的原始收益和超额收益，我们发现高分成分股特质波动组投资组合收益的绝对值和显著性均明显高于低成分股特质波动组，表明ETF成分股特质波动越高，ETF折溢价对未来ETF收益的预测性越强。这与套利限制对错误定价修正的影响一致，ETF成分股特质波动越高意味着套利限制越严重，从而错误定价程度越高，投资者从错误定价中获得修正收益也越高。与DeLisle等(2016)^[37]的研究结论一致，他们发现套利限制暴露高的股票可以获得较高的预期收益，而低套利限制的股票可以获得较低预期收益，我们也发现套利限制高的ETF投资组合收益明显高于套利限制低的投资组合。

表6 套利限制对ETF折溢价预测性的影响

Panel A: 高分成分股特质波动ETF					
	ETF收益				
	Raw Return	Alpha_C	Alpha_F3	Alpha_F4	Alpha_F5
Low	1.14** (2.88)	0.87*** (5.05)	0.85*** (5.35)	0.85*** (5.38)	0.89*** (5.50)
High	-0.016 (-0.041)	-0.30 (-1.53)	-0.32 (-1.64)	-0.31 (-1.57)	-0.31 (-1.58)
H-L	-1.28*** (-5.18)	-1.26*** (-5.10)	-1.19*** (-4.89)	-1.15*** (-4.80)	-1.22*** (-4.96)
Panel B: 低成分股特质波动ETF					
	ETF收益				
	Raw Return	Alpha_C	Alpha_F3	Alpha_F4	Alpha_F5
Low	0.75** (2.87)	0.53*** (4.24)	0.56*** (4.50)	0.55*** (4.40)	0.56*** (4.52)
High	-0.032 (-0.12)	-0.27** (-2.27)	-0.25** (-2.30)	-0.24** (-2.17)	-0.25** (-2.29)
H-L	-0.83*** (-4.94)	-0.87*** (-5.31)	-0.86*** (-5.27)	-0.81*** (-5.03)	-0.86*** (-5.26)

此外，本文还检验了不同套利限制下ETF折溢价对未来收益预测的可持续性。图5绘制了低成分股特质波动样本(虚线)和高分成分股特质波动样本(实线)内基于ETF溢价率构造的投资组合持有期长度与累积超额收益的关系图。图例中第一个字母表示ETF成分股特质波动率高低，第二个字母表示ETF溢价率高低，例如H-H则表示高分成分股特质波动与高ETF溢价率组合。我们发现，无论是ETF溢价率最高组(带星线)还是最低组(带三角线)，ETF成分股特质波动率越高，累积超额收益的绝对值越高，ETF折溢价对未来收益预测的持续性越长，说明ETF成分股特质波动越高套利限制越大，错误定价越高，

投资者修正错误定价所需要的时间越长。图6报告了高分成分股特质波动样本 (High-IV) 和低成分股特质波动样本 (Low-IV) 的对冲组合累积超额收益。我们发现高分成分股特质波动样本对冲组合 ETF 折溢价对未来收益的可预测性可以持续7周, 而低成分股特质波动样本对冲组合 ETF 折溢价对未来收益的可预测

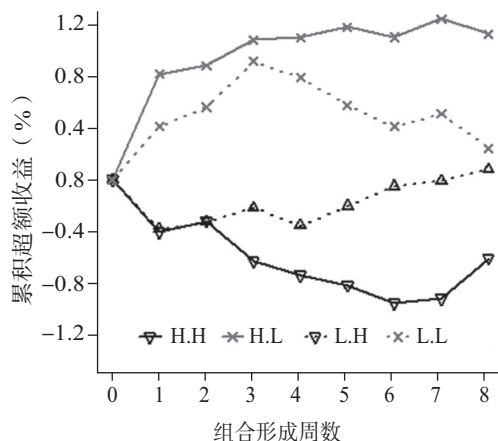


图5 不同特质波动组合收益预测可持续性

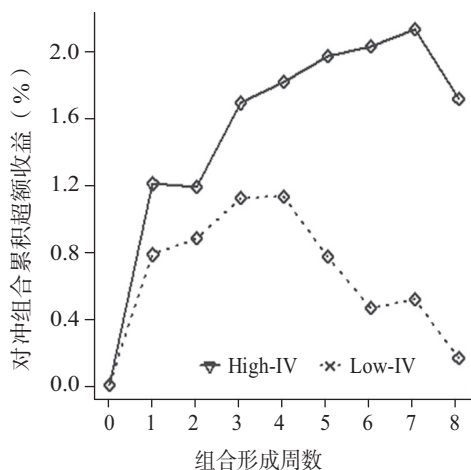


图6 对冲投资组合收益预测可持续性

性仅仅持续了4周, 这表明ETF折溢价对未来ETF收益的可预测性受套利限制影响, 套利限制越大, ETF收益的预测持续性越强。

2. ETF折溢价与基础资产收益。

本文实证已经发现折溢价条件下ETF错误定价的概率大于基础资产, ETF折溢价更多地反映了ETF层面的错误定价。那么, ETF层面的错误定价是否通过套利活动传递到基础资产, 导致基础资产错误定价? 理论上讲, 如果ETF层面的错误定价传递到基础资产, 基础资产的错误定价的方向与ETF一致, 错误定价的修正将表现为折溢价对基础资产未来收益也有负向预测作用, 相反, 如果ETF与基础资产之间的套利受限, 折溢价将无法预测未来基础资产收益。为了检验这一推论以完整本文的逻辑, 我们采用组合分析法来检验ETF折溢价与基础资产未来收益的关系。

结果如表7所示, 第1列为ETF溢价率分组, 第2列为每个组合内的平均ETF溢价率, 第3列为原始基础资产收益, 第4列到第7列分别为CAPM、Fama-Frech三因子、Carhart四因子以及Fama-Frech五因子模型调整后的基础资产超额收益。我们发现, 无论是投资组合的原始收益 (Alpha) 还是经过各种因子模型调整后的超额收益, 随着ETF溢价率从低到高, 投资组合收益均无明显规律, 而且多空对冲组合超额收益的t统计量很小, 达不到t检验显著性要求的最低零界值, 表明ETF折溢价对未来基础资产收益并无显著的预测性。因此, 虽然错误定价更多出现在ETF层面, 但套利限制阻碍了ETF错误定价向基础资产传递, 使溢价率对基础资产收益无显著预测性, 意味着ETF作为金融衍生品引入A股市场并没有导致基础资产出现系统性的错误定价。

表7

ETF折溢价与净值收益

	Premium	Alpha	Alpha_C	Alpha_F3	Alpha_F4	Alpha_F5
Low	-0.89	0.41 (1.47)	0.075 (0.76)	0.041 (0.53)	0.04 (0.52)	0.058 (0.75)
2	-0.41	0.29 (1.03)	-0.051 (-0.60)	-0.082 (-1.20)	-0.082 (-1.20)	-0.071 (-1.06)
3	-0.26	0.40 (1.44)	0.06 (0.72)	0.043 (0.58)	0.044 (0.60)	0.053 (0.71)
4	-0.16	0.42 (1.49)	0.075 (0.92)	0.066 (0.89)	0.067 (0.90)	0.062 (0.82)
5	-0.091	0.34 (1.27)	0.014 (0.19)	0.0045 (0.068)	0.0041 (0.061)	0.003 (0.046)
6	-0.028	0.45 (1.57)	0.10 (1.39)	0.096 (1.39)	0.098 (1.43)	0.10 (1.54)
7	0.032	0.44 (1.59)	0.10 (1.38)	0.095 (1.39)	0.097 (1.42)	0.11 (1.64)

续前表

	Premium	Alpha	Alpha_C	Alpha_F3	Alpha_F4	Alpha_F5
8	0.11	0.43 (1.52)	0.086 (0.98)	0.081 (0.96)	0.085 (1.02)	0.093 (1.12)
9	0.21	0.56* (1.97)	0.21** (2.83)	0.20** (2.83)	0.21** (2.87)	0.21** (2.86)
High	0.63	0.52* (1.76)	0.16 (1.59)	0.15 (1.55)	0.15 (1.53)	0.17* (1.72)
H-L		0.11 (0.98)	0.089 (0.77)	0.11 (1.05)	0.11 (1.04)	0.11 (1.04)

(二) 稳健性检验

为了保证研究结论的稳健性，我们通过 Fama-Macbeth 回归、调节效应模型和投资组合异质性检验进一步对 ETF 收益的可预测性进行分析。

1. 控制 ETF 持股特征的 Fama-Macbeth 回归。

在主实证 Fama-Macbeth 回归中，我们只控制了 ETF 特征变量，但 ETF 与基础资产共享基本面，ETF 收益也会受基本面风险的影响，为了排除 ETF 折溢价与未来一周 ETF 收益的负向关系受基本面风险驱动的质疑，我们控制了 ETF 成分股的市值、账面市值比、换手率、特质波动、非流动性和总资产收益率，以 t

周的 ETF 收益为被解释变量， $t-1$ 周的 ETF 溢价率为解释变量， $t-1$ 周的 ETF 持股特征变量和 ETF 特征变量为控制变量，进行 Fama-Macbeth 回归。

表 8 报告了 Fama-Macbeth 回归结果。从列 (1) 至列 (6)，我们逐步加入 ETF 持股特征变量，发现 ETF 溢价率的回归系数显著为负。例如，列 (1) 和列 (6) ETF 溢价率的回归系数分别为 -0.628 和 -0.775，对应的 t 统计量分别为 -6.215 和 -8.178，表明在 1% 的置信水平上，ETF 溢价率对未来一周的 ETF 收益有显著影响，控制 ETF 持股特征后结论仍然稳健。

表 8 Fama-Macbeth 回归：控制 ETF 持股特征

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Premium_{t-1}$	-0.628*** (-6.215)	-0.706*** (-7.210)	-0.689*** (-7.554)	-0.691*** (-7.168)	-0.749*** (-8.100)	-0.775*** (-8.178)
ETF 持股特征	YES	YES	YES	YES	YES	YES
ETF 特征	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	0.749 (0.235)	1.745 (0.557)	1.977 (0.681)	3.019 (1.117)	1.941 (0.757)	3.114 (1.190)
Observations	8 804	8 804	8 804	8 804	8 804	8 804
R^2	0.786	0.804	0.811	0.819	0.826	0.835

2. 套利限制与 ETF 收益预测。

中国 A 股市场各项制度还不完善，股票交易面临众多限制，以散户为主导的投资者不成熟，导致股票价格波动较大，套利者的套利意愿不强。因此，我们将 ETF 成分股特质波动率、买卖价差和融券标的比率作为套利限制的代理变量，来检验套利限制对 ETF 折溢价预测性的影响。具体模型如下：

$$RET_{i,t} = \alpha_i + \mu_i + \beta_1 Premium_{i,t-1} + \beta_2 Chanel_{i,t-1} + \beta_3 Chanel_{i,t-1} \times Premium_{i,t-1} + \varphi Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

其中， $RET_{i,t}$ 为第 i 只 ETF 在 t 期的收益， $Premium_{i,t-1}$ 为第 i 只 ETF 在 $t-1$ 期的 ETF 溢价率； $Chanel_{i,t-1}$ 是套利限制的代理变量，主要包括成分股特质波动率 ($Rankivol$)、买卖价差 ($Spread$) 和融券标的占比

($Rqbd$)，如果该指标大于 50% 分位数， $Chanel_{i,t-1}$ 取 1，否则取 0； $Control_{i,t-1}$ 为控制变量，主要包括 ETF 市值、成交额、换手率、成分股平均市值。

表 9 报告了套利限制相关变量对 ETF 收益的影响。在回归模型中，我们只关注套利限制相关代理变量与 ETF 溢价率的交互项系数。列 (1) 至列 (3) 分别为 ETF 溢价率与套利限制代理变量及其交互项的回归，ETF 成分特质波动率和买卖价差与 ETF 折溢价交互项的系数分别为 -0.189 和 -3.703，对应的 t 统计量分别为 -2.677 和 -4.012，在 1% 的置信水平上系数显著为负。这表明当 ETF 成分股特质波动率和买卖价差越高时，ETF 折溢价对未来收益的预测性越强，而且融券标的与 ETF 折溢价交互项的系数显著为正，说明 ETF 成分股纳入融券标的比例越高，

ETF 折溢价对未来收益的预测性越差。列 (4) 至列 (6) 为控制 ETF 和成分股特征的回归结果。我们发现加入控制变量后, 套利限制代理变量与 ETF 溢价

率交互项的回归系数符号和显著性均未发生改变, 说明 ETF 折溢价对未来收益的预测性受套利限制影响的结论非常稳健。

表 9 套利限制对折溢价预测性的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Premium_{t-1}$	-0.565*** (-10.589)	-2.919*** (-3.235)	-2.488*** (-7.314)	-0.399*** (-4.357)	-2.967*** (-3.283)	-2.529*** (-7.610)
$Rankivol_{t-1}$	-0.001 (-0.788)			-0.001 (-0.713)		
$Spread_{t-1}$		-0.001 (-0.148)			-0.002 (-0.179)	
$Rqbd_{t-1}$			0.004 (0.553)			-0.006 (-1.152)
$Rankivol_{t-1} \times Premium_{t-1}$	-0.189*** (-2.677)			-0.364*** (-3.591)		
$Spread_{t-1} \times Premium_{t-1}$		-3.703*** (-4.012)			-3.743*** (-4.048)	
$Rqbd_{t-1} \times Premium_{t-1}$			1.981*** (5.307)			2.050*** (5.618)
控制变量	NO	NO	NO	YES	YES	YES
Individual FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Time FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	4 772	4 615	4 615	4 615	4 615	4 615
R^2	0.075	0.062	0.064	0.061	0.062	0.061

六、结论及政策建议

本文通过套利均衡模型刻画了 ETF 折溢价的形成过程, 分析了套利均衡后 ETF 折溢价预测未来 ETF 收益的条件, 并基于 ETF 折溢价的驱动原因提出了一种识别 ETF 和基础资产错误定价的方法, 检验了 ETF 和基础资产的错误定价程度以及溢价率对未来 ETF 收益的可预测性。

研究结果显示, ETF 折溢价是交易噪声冲击和投资者对信息反应不足导致的错误定价, 这种错误定价主要发生在 ETF 层面, ETF 出现错误定价的概率远远大于基础资产。而且 ETF 套利仅仅通过重新分配 ETF 和基础资产的错误定价使二者价格收敛, 并没有真正消除错误定价, 错误定价的修正仍然需要依靠掌握信息的投资者来完成。投资者对错误定价的修正表现为 ETF 折溢价对未来 ETF 收益有负向预测性, ETF 溢价率越高, ETF 未来收益越低, 采用捕捉这一预测性的多空对冲策略, 投资者每周可以获得 0.94% 的收益, 使用风险因子调整后仍可获得显著的超额收益, 表明多空对冲策略获得的超额收益并非来自对系统性风险的补偿。同时, 本文还发现 ETF 折溢价对未来 ETF 收益预测力可持续 4 周, 意味着投资者要完成错误定价修正需要长达 4 周的时间。进一步从套利限制的角度

对该预测持续性进行解释, 发现收益预测持续性来自于套利限制阻碍投资者及时修正错误定价, 套利限制越强, 投资者对错误定价修正的延迟时间越长, 从而 ETF 折溢价对收益的预测性持续性越强。此外, 本文还检验了 ETF 折溢价对基础资产收益的预测性, 发现 ETF 折溢价对未来基础资产收益无显著的预测性, 表明基础资产的错误定价远远小于 ETF, 套利限制的存在阻碍了 ETF 错误定价向基础资产传递, ETF 交易并未导致基础资产出现系统性的错误定价。

基于以上研究结论, 本文提出以下政策建议: 第一, 培育成熟的机构投资者, 倡导价值投资。加大公募基金等各类机构投资者的培育, 引导保险基金、养老基金等机构投资者参与市场交易, 提高中国 A 股市场的机构投资者比例。第二, 完善交易机制, 破除制度障碍。交易成本和制度往往会制约投资者的交易活动, 导致套利者消除错误定价的意愿不强, 监管层应通过完善基础制度建设、降低交易成本、提高融资融券比例等途径优化交易环境。第三, 提高监管水平, 抑制过度投机。投机者的投机行为往往造成资产错误定价, 进而导致资源错配, 市场监管者应借助于科技手段提升证券监管水平, 实时对市场总体情况进行监测监控, 及时发现并处理内幕交易、市场操纵等违法违规行为。

参考文献

- [1] Tufano P. Financial Innovation [M]. Handbook of the Economics of Finance. Elsevier, 2003, 1: 307-335.
- [2] Deville L. Exchange Traded Funds: History, Trading, and Research [M]. Handbook of Financial Engineering. Springer, Boston, MA, 2008: 67-98.
- [3] Zawadzki K. The Performance of ETFs on Developed and Emerging Markets with Consideration of Regional Diversity [J]. Quantitative Finance and Economics, 2020, 4 (3): 515-525.
- [4] Bonser-Neal C, Brauer G, Neal R, et al. International Investment Restrictions and Closed-end Country Fund Prices [J]. The Journal of Finance, 1990, 45 (2): 523-547.
- [5] Nishiotis G P. Do Indirect Investment Barriers Contribute to Capital Market Segmentation? [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2004, 39 (3): 613-630.
- [6] Piccotti L R. ETF Premiums and Liquidity Segmentation [J]. Financial Review, 2018, 53 (1): 117-152.
- [7] Rompotis G G. Does Premium Impact Exchange-Traded Funds' Returns? Evidence from I Shares [J]. Journal of Asset Management, 2010, 11 (4): 298-308.
- [8] Ma J Z, Ho K C, Yang L, et al. Market Sentiment and Investor Overreaction: Evidence from New York Listed Asian Country Exchange Traded Funds [J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2018, 54 (11): 2455-2471.
- [9] 薛英杰, 汪勇, 尹玉刚. 中国跨境 ETF 的价格偏离: 情绪驱动还是信息驱动? [J]. 当代经济科学, 2020 (1): 10-24.
- [10] Brown D C, Davies S W, Ringgenberg M C. ETF Arbitrage, Non-Fundamental Demand, and Return Predictability [J]. Review of Finance, 2021, 25 (4): 937-972.
- [11] Ritter J R. Signaling and the Valuation of Unseasoned New Issues: A Comment [J]. The Journal of Finance, 1984, 39 (4): 1231-1237.
- [12] Jegadeesh N, Titman S. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency [J]. The Journal of Finance, 1993, 48 (1): 65-91.
- [13] Sloan R G. Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings? [J]. The Accounting Review, 1996, 71 (3): 289-315.
- [14] Baker M, Wurgler J. Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Returns [J]. The Journal of Finance, 2006, 61 (4): 1645-1680.
- [15] Stambaugh R F, Yu J, Yuan Y. Arbitrage Asymmetry and the Idiosyncratic Volatility Puzzle [J]. The Journal of Finance, 2015, 70 (5): 1903-1948.
- [16] 杨晓兰, 沈翰彬, 祝宇. 本地偏好、投资者情绪与股票收益率: 来自网络论坛的经验证据 [J]. 金融研究, 2016 (12): 143-158.
- [17] 杨墨竹. ETF 资金流、市场收益与投资者情绪——来自 A 股市场的经验证据 [J]. 金融研究, 2013 (4): 156-169.
- [18] 王美今, 孙建军. 中国股市收益、收益波动与投资者情绪 [J]. 经济研究, 2004 (10): 75-83.
- [19] Shleifer A, Vishny R W. The Limits of a Arbitrage [J]. The Journal of Finance, 1997, 52 (1): 35-55.
- [20] Hilliard J. Premiums and Discounts in ETFs: An Analysis of the Arbitrage Mechanism in Domestic and International Funds [J]. Global Finance Journal, 2014, 25 (2): 90-107.
- [21] Engle R F, Sarkar D. Premiums-discounts and Exchange Traded Funds [J]. The Journal of Derivatives, 2006, 13 (4): 27-45.
- [22] 胡章宏, 王晓坤. 中国上市公司 A 股和 H 股价差的实证研究 [J]. 经济研究, 2008 (4): 119-131.
- [23] Ackert L F, Tian Y S. Arbitrage, Liquidity, and the Valuation of Exchange Traded Funds [J]. Financial Markets Institutions & Instruments, 2010, 17 (5): 331-362.
- [24] 宋顺林, 易阳, 谭劲松. AH 股溢价合理吗——市场情绪、个股投机性与 AH 股溢价 [J]. 南开管理评论, 2015 (2): 92-102.
- [25] Fulkerson J A, Jordan S D, Riley T B. Predictability in Bond ETF Returns [J]. The Journal of Fixed Income, 2013, 23 (3): 50-63.
- [26] Israeli D, Lee C C, Sridharan S A. Is There a Dark Side to Exchange Traded Funds? An Information Perspective [J]. Review of Accounting Studies, 2017, 22 (3): 1048-1083.
- [27] Ben-David I, Franzoni F, Moussawi R. 2018. Do ETFs Increase Volatility [J]. The Journal of Finance, 2018, 73 (6): 2472-2535.
- [28] Box T, Davis R, Evans R, et al. Intraday Arbitrage between ETFs and Their Underlying Portfolios [J]. Journal of Financial Economics, 2021, 141 (3): 1078-1095.
- [29] 王良, 秦隆皓, 惠朦朦. 融资融券交易对 ETF 基金定价效率的影响——基于信息反应视角的研究 [J]. 管理评论, 2019 (9): 18-27.
- [30] 吴俁立, 常峰源. ETF、股票流动性与流动性同步性 [J]. 经济学 (季刊), 2021 (2): 645-670.
- [31] 姜富伟, 宁炜, 薛浩. 机构投资与金融稳定——基于 A 股 ETF 套利交易的视角 [J]. 管理世界, 2022 (4): 29-49.
- [32] Sharpe W F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk [J]. The Journal of Finance, 1964, 19 (3): 425-442.
- [33] Fama E F, French K R. Common Risk Factors in Stock and Bond Returns [J]. Journal of Financial Economics, 1993, 33 (1): 3-56.
- [34] Carhart M M. On Persistence in Mutual Fund Performance [J]. The Journal of Finance, 1997, 52 (1): 57-82.
- [35] Fama E F, French K R. A Five-factor Asset Pricing Model [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 116 (1): 1-22.
- [36] Fama E F, MacBeth J D. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests [J]. Journal of Political Economy, 1973, 81 (3): 607-636.
- [37] DeLisle R J, McTier B C, Smedema A R. Systematic Limited Arbitrage and the Cross-Section of Stock Returns: Evidence from Exchange Traded Funds [J]. Journal of Banking & Finance, 2016, 70: 118-136.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

企业创新文本信息的同群效应

Peer Effect of Enterprise Innovative Text Information

符号亮 罗勇根 丁杰

FU Hao-liang LUO Yong-gen DING Jie

[摘要] 基于2008—2019年我国沪深公司文本数据,本文实证检验创新文本信息是否对企业创新投入产生同群效应。结果显示,我国上市企业创新文本信息存在显著的同群效应。在影响机制上,存在竞争机制和学习机制两种作用路径:通过竞争机制,行业市场竞争在同行企业创新文本信息与目标企业增加创新投入发挥中介作用;通过学习机制,信息学习需求促使处于劣势市场地位的目标企业向行业领先企业学习。进一步拓展分析,从同行信息可比性调节作用发现,可比性较强的同行企业之间创新信息同群效应越显著。从目标企业融资约束调节作用表明,目标企业融资约束程度越低,同行企业创新信息对目标企业创新投入的同群效应越显著。同群效应成为理解企业创新投资增加的一个重要视角,同行企业创新文本信息披露增加有助于目标企业增加创新投入,结论有助于相关部门借鉴规范企业创新文本信息披露规则、完善信息驱动的开放创新生态。

[关键词] 创新投资 文本信息 同群效应 竞争机制 学习机制

[中图分类号] F272 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 09-0059-13

Abstract: Based on the textual data of Chinese listed companies from 2008 to 2019, this paper empirically tests whether innovative text information has the peer effect on enterprise innovative investment. The results show that there is a significantly positive peer effect on the innovative text information of listed companies in China. In the influence mechanism, there are two kinds of explanations: through the competition mechanism, industry market competition plays an intermediary role in the innovation text information of peer enterprises and the increase of innovation input of target enterprises; through the learning mechanism, the information learning demand prompts target enterprises in a disadvantaged market position to learn from the industry-leading enterprises. The expansion analysis found that, the more comparable peer enterprises, the more significant the peer effect of innovative text information. The lower the degree of the target enterprise financial constraint, the more significant the peer effect of innovative text information. The peer effect has become an important perspective to understand the increase of enterprise innovation investment, and the increase of peer enterprise innovation text information disclosure will help the target enterprise to increase innovation input. The conclusion will help relevant departments to learn to standardize the rules of enterprise innovative text information disclosure and perfect the open innovation ecology driven by information.

Key words: Innovative investment Textual information Peer effect Competition mechanism Learning mechanism

[收稿日期] 2021-06-29

[作者简介] 符号亮,男,1979年6月生,广东财经大学金融学院讲师,研究方向为公司金融、风险管理、文本分析;罗勇根,男,1989年8月生,广州大学管理学院副教授,研究方向为公司财务、宏观互动、文本分析;丁杰,男,1981年8月生,广东财经大学金融学院副教授,研究方向为公司金融、企业社会责任。本文通讯作者为丁杰,联系方式为 djsky@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“科技赋能背景下普惠金融的实体经济效应及优化发展研究”(项目编号:20BJY249)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、问题的提出

产品需求、创新成本和同行其他企业的创新行为是影响企业创新决策的三个直接因素 (Swan, 1970^[1])。根据 WIND 统计, 2008 年我国沪深上市企业研发投入 270 亿元, 2019 年研发投入 8 402 亿元, 研发投入占当年上市企业收入的比重分别为 0.26% 到 4.36%, 这一期间上市企业创新投入大幅增加。但是与此同时, 2008—2019 年上市企业绩效却在呈现下降趋势, 同一时期利润率从 5.27% 下降到 3.86%, 非上市企业亦有类似现象。从产品需求和创新成本考察主要是基于纵向的经济效益比较, 并不能有效解释我国企业创新大幅增长的原因, 为此我们提出疑问: 这一现象是否与横向的同行其他企业的创新行为影响有关?

个体企业行为面对选择时会受到同行其他企业影响而表现出同群一致的倾向, 即同群效应。现有企业创新投资同群效应研究主要集中在财务信息的同群效应研究 (Beatty 等, 2013^[2]; Leary 和 Roberts, 2014^[3]; 程小可等, 2018^[4])。事实上, 现行《企业会计准则》规定研发支出费用化和资本化的处理, 使得财务信息反映的只是两阶段下研发投入的资金情况, 难以窥见研发的具体方向和项目, 而丰富多样的非财务文本信息披露恰恰能弥补这一缺失, 成为外部决策者理解企业大量研发创新行为的主要载体。因此, 在文本信息具备价值含量的背景下, 探究创新文本信息对企业创新投资的影响具有突出的现实意义。然而, 现有企业创新文本信息的研究仅仅考察企业供应链年报信息、同行语调信息等影响 (底璐璐等, 2020^[5]; Durnev 和 Mangen, 2020^[6]), 忽视了更为直接的横向同行企业创新文本信息的重要作用。在实践中, 除了自身比较之外, 以行业均值或标杆企业为参照亦是许多企业的目标 (Wood, 1989^[7]; Chen, 2008^[8])。企业在进行投资决策之前总是希望能够获得更准确、全面的信息, 与横向的竞争对手或企业对标, 以提高资源配置效率。由于信息披露具有外部性, 企业管理层在创新投资决策中不仅依赖企业自身信息, 还会参考同行业企业披露的关联信息。这为我们探究同行其他企业的创新行为影响目标企业创新决策提供了很好的研究背景和研究机会。

基于上述分析, 本文借助文构财经文本数据平台 (WinGo), 采用机器学习领域已较为成熟的“种子

词+相似词”词向量方法, 对公司年度报告进行了创新文本内容分类分析量化, 构建了我国上市企业创新文本信息披露指标。在此基础上, 本文以 2008—2019 年的 A 股上市企业为样本, 实证检验了同行企业创新文本信息对目标企业创新投入的影响。研究结果表明, 当同行企业特别是领先企业增加创新文本信息时, 会对目标企业的创新投入产生正的同群效应, 导致行业内企业竞相增加创新投入水平。竞争机制和学习机制两种解释均表明存在同行企业创新文本信息的同群效应。

本文可能有以下几方面增量贡献: (1) 丰富了文本信息价值含量的研究文献。已有研究发现, 同群效应成为理解企业创新投资的一个重要视角 (Durnev 和 Mangen, 2020^[6]; 李姝等, 2021^[9]), 不过尚未研究创新文本信息披露是否影响企业创新投资, 本文对我国上市企业创新文本信息披露的同群效应进行研究, 分析了创新信息同群效应的机制和特征, 为企业创新同群效应添加了一种定性信息披露解释, 为近年来企业创新投资“投入多不增利”现象提供了一种解释。(2) 扩展了创新信息指标的认知与度量。如何准确地衡量创新信息是学术界长期争论不休、仍无定论的问题。相较于以财务数据间接度量的创新指标, 文本分析方法在衡量创新信息时更加直接、准确和全面。本文参照 LeCun 等 (2015)^[10]的方法, 结合中文用语习惯及规范, 分析中国上市企业年报, 构建了创新文本信息披露指标, 相关方法为后续改进我国上市企业创新信息指标提供借鉴。(3) 基于不确定性视角, 本文发现同行企业创新文本信息从竞争机制和学习机制两个渠道对目标企业决策者产生作用。就政策启示而言, 政府科技促进部门应重视同行信息学习和行业市场竞争在企业创新投资决策的作用, 恰当利用创新文本信息的同群效应, 达到事半功倍的创新引导效果。

二、文献综述和理论假设

(一) 文献综述

1. 文本分析和信息有效性研究。

不少研究者采用统计和机器学习技术对非结构化信息挖掘和加权处理, 从中提取态度分歧性、情感积极性、信息复杂性、信息翔实性等非结构化语义 (Davis 等, 2012^[11]), 采用正则表达式匹配和生成语义变量 (姜付秀等, 2017^[12])。企业对外披露的文本

信息具有信息增量和有效性,成为企业制定发展战略和投资者投资决策的重要参考。

现有研究认为,企业文本信息有助于减轻信息不对称、产品定价、分析师预测、投资者决策等(谢德仁和林乐,2015^[13];孟庆斌等,2017^[14];Bushee等,2018^[15];任宏达和王琨,2019^[16])。例如,任宏达和王琨(2019)^[16]研究显示,产品市场竞争越激烈,公司信息披露质量越好,以计算机语言度量的产品市场竞争程度度量要比通常采用的行业经济指标要准确。底璐璐等(2020)^[5]从供应链角度发现,处于行业供应链上下游的企业年报语调信息具有相互借鉴学习和传染效应。

2. 信息披露同群效应相关研究。

同群效应成为理解企业创新投资增加的一个重要视角。现有信息披露的同群效应研究集中在财务信息的同群效应研究(Beatty等,2013^[2];Leary和Roberts,2014^[3];陆蓉等,2017^[17])。有研究发现,聚焦研发信息的投资者调研显著降低了行业内研发活动的同群效应(程小可等,2018^[4])。

对于非财务信息的同群效应研究亦产生两篇类似的文献:Durnev和Mangen(2020)^[6]研究发现,同行企业年报语调和MD&A信息对目标企业的投资有溢出作用,有助于改善投资效率,且随着市场竞争而变化。类似地,李姝等(2021)^[9]发现,同行企业MD&A积极语调有助于提高目标企业下一期创新投资水平,对企业研发投入产生正面影响。但是两文献将研究局限在MD&A语调,没有分析更为直接的创新文本信息。

现有研究对公司如何在财报中传递创新信息的理解有限,叙述性信息占据创新信息披露很大比例。现有文献主要集中在财务信息和语调对企业投资的同群效应研究,尚缺乏文献探讨同行企业创新文本信息对企业创新投资的同群效应。为此,我们拟通过计算机文本分析提取海量上市企业年报非结构化创新信息的基础上,探讨同行企业创新文本信息披露对企业创新投资的影响。

(二) 理论假设

如前所述,同行其他企业的创新行为是影响企业创新决策的直接因素(Swan,1970^[1])。与一般投资不同,创新投资具有投入风险大、产出不确定、信息不对称严重等自身特点,天然地存在诸多不确定性风险。在成本收益既定情形下,为了减少创新投资的各

种不确定性,企业要提升发展能力就需要付出大量时间成本确定研发创新战略,较为经济直接的方式就是搜集同行其他企业的技术研发投资信息,包括私有秘密技术和公开披露信息,从而有效降低信息搜集和获取成本,以确定自身企业的研发投资范围、投入重点和投资强度。从资源基础视角,行业创新信息有助于企业获取市场信息和技术资源,弥补内部创新的资源基础不足,降低内部研发投入的不确定性(陈钰芬和陈劲,2008^[18])。从组织学习视角,跨企业的资源搜寻让企业可以接触到合作伙伴的新知识,尤其是隐性知识和前沿技术,提高企业对已有技术知识的学习更新能力。外部信息披露提供了减少决策不确定性所需的大部分自身和同行的信息,企业决策层可以借此进一步判断未来技术方向以及行业领先者的研发动向。从外部网络视角,开放性的创新信息获取过程有助于企业构建外部创新网络,尤其是与行业企业之间建立创新同盟,增强企业的行业生存和发展空间。同行信息披露提供了行业的未来发展状况以及竞争对手的产品研发情况,企业决策层可以借此审视并减少企业长期增长的不确定性。因此,通过搜集整理各类创新决策信息,以确定企业自身的创新投资范围、投资重点和投入强度,有助于减少企业创新投资内在的不确定性。

从减轻不确定性出发,市场竞争和信息需求是同行业企业信息影响的主要机制。从市场竞争的角度来讲,同行企业创新文本信息披露有助于减轻创新的不确定性。首先,出于市场竞争压力,企业决策者倾向于在一个行业群体中选择某一行业对手作为参照锚进行比较,力图通过工艺改良、产品研发、技术创新等手段赶超感知的行业对手(Wood,1989^[19])。企业的赶超战略意味着目标企业可能使用同行竞争对手的信息披露改善创新投资决策,帮助确定赶超机会。其次,行业竞争与产品需求有关。为占领市场份额、满足消费需求,企业会提高产品生产效率,集中资金、人员和资源投入研发,进行产品更新换代,以形成竞争优势(罗党论和赵聪,2013^[20])。在行业相似经济条件影响下,同行企业信息披露对于预测市场需求和产品成本十分重要,可以帮助企业高管做出高质量的创新产品决策(Hoberg和Phillips,2016^[21])。再次,除了产品需求之外,行业竞争还与行业战略互动有关。行业竞争迫使企业在不断推出新性价比产品的同时也在淘汰老旧产品,迫使同行企业内部之间加强信

息交流和战略互动。同行披露的创新研发信息在一定程度上通过竞争机制促进了行业创新战略互动,形成创新棘轮驱动和创新产品迭代。

从满足信息学习的需求来讲,同行企业创新文本信息披露同样有助于企业减轻研发活动不确定性。首先,同行企业披露的专利技术、技术更新、技术布局等创新信息,有助于目标企业寻找当前已知的增长机会,减少当前不确定性。以往研究表明,目标企业可以从同类领先企业的披露信息中学习,加强同行企业间以及上下游产业链间的信息比较(Roychowdhury等,2019^[22])。其次,同行领先者的信息披露报告可以帮助决策者确定有利可图的投资机会,减少未来不确定性,比如新品研发、服务新模式、产品规模扩张等可能性(Ferracuti和Stubben,2019^[23])。同行企业披露创新文本信息导致其他企业创新投资是一个帕雷托改进,信息披露使得同行的领先企业和追随企业能够共同聚焦未来可能的商业领域,同时使得单一企业损失可控,减少未知领域的试错成本。再次,行业创新信息有助于大幅降低目标企业的学习成本。基于向上比较,大多数企业通常将行业中位数或者行业中的最优企业作为投资决策的参照学习目标(贺小刚等,2015^[24])。在潜在信息获取和处理成本巨大的情况下,规范的信息披露为企业管理层提供了获取创新决策信息的低成本学习渠道。

综上,结合不确定性理论,通过学习机制和竞争机制分析创新文本信息披露具有同群效应的可能性,可以预期我国上市企业创新文本信息可能会存在明显的同群效应,为此提出验证假设:

H1:(基准假设)同行企业创新文本信息披露增加,目标企业的创新投入会相应增加,产生同群效应。

H2:(竞争机制)行业市场竞争在同行企业研发文本披露与目标企业研发投入的关系中具有促进作用。

H3:(学习机制)信息学习需求在同行企业研发文本披露与目标企业研发投入的关系中具有促进作用。

三、模型变量和描述统计

(一) 数据

选取2008—2019年沪深上市企业数据样本,数据来自WinGo数据平台、GSMAR数据库。行业分类

按照证监会2012分类,制造业按照大类、其他行业按照门类进行行业分类,共70个行业。按如下步骤剔除样本:(1)ST公司;(2)金融与房地产类公司;(3)资产总额、固定资产净值小于0以及资产负债率大于1的样本;(4)销售收入增长率或资产增长率超过100%的观测样本;(5)行业内公司少于五家的样本。最终确定25372个公司-年度样本。为避免异常值干扰,使用Winsorize对连续变量在1%和99%水平进行缩尾处理。

(二) 模型设定

1. 模型设定。

为检验基准假设H1,借鉴Durnev和Mangen(2020)^[8]的方法,建立基准模型(1):

$$RD_{ijt+1} = \alpha_0 + \alpha_1 PeerRDIN_{ijt} + \sum ControlVariables_{ijt} + \sum Year_i + \sum Industry_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

式中, RD_{ijt+1} 为被解释变量,表示j行业公司i在公司t+1年研发投入水平。 $PeerRDIN_{ijt}$ 是解释变量,表示j行业公司i的同行企业t年披露的创新文本信息。 $ControlVariables_{ijt}$ 是控制变量,表示j行业同行企业和目标企业在t年的基本特征指标,包括企业规模(Size)、现金持有(Cash)、资产负债率(Debt)、总资产收益率(ROA)、企业年龄(Age)、资本人力比(KH)等。

对于假设H2,采用中介效应模型来检验假设,以市场竞争激烈程度(COMP)为中介变量进行回归。

$$RD_{ijt+1} = \alpha_0 + \alpha_1 PeerRDIN_{ijt} + \sum ControlVariables_{ijt} + \sum Year_i + \sum Industry_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$COMP_{ijt+1} = \alpha_0 + \alpha_1 PeerRDIN_{ijt} + \sum ControlVariables_{ijt} + \sum Year_i + \sum Industry_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$RD_{ijt+1} = \alpha_0 + \alpha_1 PeerRDIN_{ijt} + \alpha_2 COMP_{ijt+1} + \sum ControlVariables_{ijt} + \sum Year_i + \sum Industry_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

式中,市场竞争激烈程度(COMP)采用行业地位IS、市场信用度TC衡量。其中,IS用当期企业营业收入与行业收入之比;TC用应收账款与营业收入之比表示。指标数值越小,意味着行业竞争越激烈。

对于假设H3,在基准模型(1)加入学习需求

程度 (*LEARN*) × 创新文本信息 (*RDIN*) 的交乘项来检验:

$$RD_{ijt+1} = \alpha_0 + \alpha_1 PeerRDIN_{ijt} + \alpha_2 LEARN + \alpha_3 PeerRDIN_{ijt} \times LEARN + \sum ControlVariables_{ijt} + \sum Year_i + \sum Industry_i + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

式中, 学习需求程度 (*LEARN*) 采用 *BOT10*、*BOT20*、*BOT80* 衡量。其中, *BOT10* 表示当目标企业的市场占有率 (企业经营收入占行业营业收入的比例) 处于行业后 10%, 赋值为 1, 说明该企业为行业跟随者; 其他赋值为 0。*BOT20* 类似。*BOT80* 表示当目标企业属于市场占有率后 80%, 赋值为 1; 而市场占有率前 20%, 赋值为 0, 说明该企业为行业领导者。将目标企业的学习需求程度 × 自变量的乘积项纳入基准模型方程进行回归, 若该项系数显著, 则表明效应显著 (卢谢峰和韩立敏, 2007^[25])。

2. 创新文本信息披露 (*RDIN*) 构建。

2007 年新会计准则大范围修订使得我国企业创新行为信息披露初步具有强制性, 但本质上创新文本信息表述依然存在强烈的选择性倾向。企业创新信息主要集中在产品研发创新, 较少涉及管理创新、销售创新等方面, 造成企业创新信息披露以技术创新为主。我国上市企业的创新文本信息披露主要集中在企业年度报告与 IPO 招股说明书中。尽管 IPO 招股说明书强制性创新信息披露较年报要丰富, 但其披露不具有连续性, 行业企业也难以横向比较。因此, 本文指标构建以上市企业年报报告为对象。

创新文本信息披露 (*RDIN*) 指标在 WinGo 数据平台处理采用“种子词+相似词”词向量构建获取, 对企业描述性创新文本信息进行统计以衡量创新文本披露水平, 采集范围限定在新企业会计准则全面实施之后的企业年度报告。主要步骤如下: (1) 确定种子词汇。现有文献主要分为两类: 一是与研发活动相关的研究 (Merkley, 2014^[26]), 二是广义创新的相关研究 (Bellstam 等, 2020^[27])。考虑到描述性创新以技术创新为主, 以第一类研究为主要参考, 辅之以

第二类研究, 同时认真研读财报样本进行校验。经过筛选确定种子词汇。(2) 相似词扩充。Word2Vec 模型根据上下文内容将词汇表征为多维向量, 并通过计算向量的相似度得到词汇间的语义相似性。该模型不仅能克服稀疏向量表征的维数灾难, 而且能克服中文词汇的语境鸿沟。同时, 依照相似度大小对扩充词进行排序, 得到种子词汇的前 200 个相似词汇。过去去除重复词汇和部分低频词汇之后, 得到了 395 个描述性创新关键词。(3) 通过 WinGo 数据平台自然语言处理和文本分析计算出技术创新词汇的词频, 将该组词汇词频占该企业年度报告总词频的比例乘以 100 后得到企业创新文本披露的总指标 *RDIN*, 指标值越大, 代表企业披露的研发信息越丰富。

为检验有效性, 进行文本指标的信度和效度测试: 一是邀请业界专家对创新文本信息披露指标进行核验, 并将 *RDIN* 指标和目前文献中的定量创新指标进行交叉验证。按行业抽取描述性创新词频比例最高的前 5 家公司, 将公司在其他渠道树立的形象和创新文本信息披露指标进行比较, 结果验证 *RDIN* 指标能够较为准确地衡量企业的创新水平。二是选取研发强度和专利作为衡量企业创新水平的传统指标, 进行 *RDIN* 指标与传统创新指标的相关性分析。结果验证 *RDIN* 指标与传统创新指标呈现出显著的正相关关系, 且时间趋势和行业分布总体一致。

3. 工具变量——股票特质收益率 (*Alpha*)。

企业间同群效应影响的最大难题在于, 企业创新投资决策天然具有内生性问题, 例如行业企业受到同一外部事件或政策的影响, 会呈现行业共振正向相关。为解决内生性问题, 参考 Leary 和 Roberts (2014)^[3] 的做法, 选取股票特质收益率 (*Alpha*) 作为工具变量^①, 选取原因在于: 一是股票特质收益率仅包含个股的特有信息, 同行企业股票特质收益率将不会包含能够影响整个市场和行业的因素, 具有工具变量所需的外生性; 二是个股价格会对企业创新决策产生影响, 与内生变量具有相关性。

变量定义见表 1。

① 特质股票收益率 (工具变量) 构建步骤: $r_{ijt} - r_{ft} = \alpha + \beta(\bar{r}_{ijt} - r_{ft}) + \beta MKT + \beta SMB + \beta HML + \eta_{ijt}$, 其中, r_{ijt} 表示 j 行业的 i 公司在 t 月的股票收益率, r_{ft} 表示 t 月的无风险收益率, $\bar{r}_{ijt} - r_{ft}$ 表示公司 i 的同行公司在 t 月平均股票收益率, MKT 、 SMB 、 HML 分别表示 Fama 模型中的市场、规模、账面市值比三个因子。在每年的年初, 使用前 36 个月的数据对式子进行回归, 得到回归系数。在年度内的每个月, 使用相同的回归系数, 计算每月股票每月超额收益率的期望值 $\widehat{r_{ijt} - r_{ft}}$ 和股票特质收益率 $\hat{\eta}_{ijt}$, $\widehat{r_{ijt} - r_{ft}} = \alpha + \beta(\widehat{r_{ijt} - r_{ft}}) + \beta MKT + \beta SMB + \beta HML$, $\hat{\eta}_{ijt} = (r_{ijt} - r_{ft}) - (\widehat{r_{ijt} - r_{ft}})$ 。然后, 将每个月特质收益率复合, 得到某年度的特质收益率。对样本内的每只股票在每个年度进行相同操作, 得到所有股票每年度的特质收益率。

表1 变量定义表

	变量名称	变量标记	变量说明
被解释变量	<i>RD</i>	企业研发投入	R&D/营业收入
解释变量	<i>PeerRDIN</i>	创新文本信息	年报创新文本信息披露
控制变量	<i>PeerRD</i>	同行企业研发投入	除目标企业的同行其他企业的企业 R&D/营业收入
	<i>PeerLev</i>	同行企业资产负债率	除目标企业的同行其他企业总负债/总资产的年度均值
	<i>PeerSize</i>	同行企业公司规模	除目标企业的同行其他企业 ln(总资产额)的年度均值
	<i>PeerCash</i>	同行企业现金持有	除目标企业的同行其他企业现金等价物/总资产的年度均值
	<i>PeerRoa</i>	同行企业资产收益率	除目标企业的同行其他企业净利润/总资产的年度均值
	<i>PeerAge</i>	同行企业企业年龄	企业上市年份至统计年份长短赋值
	<i>PeerKH</i>	同行企业资本人力比	除目标企业的同行其他企业每一人力员工占用固定资产的年度均值
	<i>Lev</i>	资产负债率	总负债/总资产
	<i>Size</i>	公司规模	Ln(总资产)
	<i>Cash</i>	现金持有	现金等价物/总资产
	<i>Roa</i>	资产收益率	净利润/总资产
	<i>Age</i>	企业年龄	企业上市年份至统计年份年数长短赋值
	<i>KH</i>	资本员工比	每一员工人力占用固定资产

(三) 描述统计和相关系数

变量的描述性统计如表2。企业创新投入水平(*RD*)均值在0.029 5,最小值为0,最大值为0.219,可看出尽管企业总体*RD*水平合理,部分企业*RD*水平明显偏低。*RDIN*为企业创新文本信息,最低0%,最高达0.038 3,平均为0.77%;*PeerRDIN*

为同行企业创新文本信息,最低0.32%,最高达1.26%,平均为0.80%,不但企业创新投资投入差异较大,而且创新文本信息同样差异较大。进一步统计行业均值和中位数发现,各个行业的企业创新投资投入和创新文本信息同样差异较大,说明探究同行创新文本信息对目标企业创新投入的影响具有统计意义。

表2 变量描述性统计

variable	N	mean	sd	min	p25	p50	p75	max
<i>RD</i>	25 372	0.029 5	0.039 4	0.000 0	0.000 0	0.019 2	0.042 0	0.219 0
<i>PeerRDIN</i>	25 372	0.007 9	0.002 5	0.003 2	0.005 6	0.008 0	0.010 2	0.012 6
<i>PeerRD</i>	25 372	0.025 2	0.027 5	0.000 0	0.001 8	0.016 6	0.039 1	0.111 0
<i>PeerLev</i>	25 372	0.419 0	0.092 9	0.243 0	0.351 0	0.404 0	0.470 0	0.673 0
<i>PeerSize</i>	25 372	21.940 0	0.648 0	20.670 0	21.540 0	21.850 0	22.230 0	24.160 0
<i>PeerCash</i>	25 372	0.198 0	0.064 8	0.086 8	0.160 0	0.186 0	0.229 0	0.435 0
<i>PeerRoa</i>	25 372	0.047 7	0.021 7	-0.013 1	0.035 5	0.046 9	0.060 1	0.115 0
<i>PeerAge</i>	25 372	1.960 0	0.362 0	1.139 0	1.729 0	1.916 0	2.185 0	2.769 0
<i>PeerKH</i>	25 372	0.007 1	0.011 5	0.001 0	0.002 8	0.003 7	0.006 0	0.069 4
<i>Lev</i>	25 372	0.418 0	0.206 0	0.048 6	0.252 0	0.412 0	0.576 0	0.879 0
<i>Size</i>	25 372	21.940 0	1.255 0	19.550 0	21.020 0	21.770 0	22.650 0	25.850 0
<i>Cash</i>	25 372	0.198 0	0.146 0	0.014 3	0.094 3	0.155 0	0.259 0	0.707 0
<i>Roa</i>	25 372	0.047 5	0.058 3	-0.169 0	0.016 7	0.042 9	0.077 2	0.226 0
<i>Age</i>	25 372	1.959 0	0.916 0	0.000 0	1.386 0	2.197 0	2.708 0	3.219 0
<i>KH</i>	25 372	0.005 4	0.009 5	0.000 1	0.001 4	0.002 6	0.005 2	0.065 9

表3报告了变量的相关系数,结果显示,同行企业创新文本信息(*PeerRDIN*)与企业创新投入(*RD*)的相关系数为0.566,在1%水平显著正相关,说明同行企业创新文本信息越多,有助于促使目标企业

增加创新投入,初步支持假设H1。同时,同行研发投入(*PeerRD*)与目标企业的研发投入(*RD*)呈现显著正向。另外,方差膨胀因子VIF值显示,最高为3.65,平均2.06,不超过4,不存在严重共线性。

表3 变量 Pearson 相关系数

	<i>RD</i>	<i>PeerRDIN</i>	<i>PeerRD</i>	<i>PeerLev</i>	<i>PeerSize</i>	<i>PeerCash</i>	<i>PeerRoa</i>	<i>PeerAge</i>	<i>PeerKH</i>	<i>Lev</i>	<i>Size</i>	<i>Cash</i>	<i>Roa</i>	<i>Age</i>	<i>KH</i>
<i>RD</i>	1														
<i>PeerRDIN</i>	0.566***	1													
<i>PeerRD</i>	0.500***	0.674***	1												
<i>PeerLev</i>	-0.377***	-0.568***	-0.516***	1											
<i>PeerSize</i>	-0.192***	-0.308***	-0.321***	0.559***	1										
<i>PeerCash</i>	0.225***	0.302***	0.422***	-0.524***	-0.558***	1									
<i>PeerRoa</i>	0.053***	0.133***	0.202***	-0.478***	-0.287***	0.407***	1								
<i>PeerAge</i>	-0.311***	-0.567***	-0.460***	0.522***	0.587***	-0.563***	-0.319***	1							
<i>PeerKH</i>	-0.225***	-0.429***	-0.283***	0.346***	0.409***	-0.396***	-0.168***	0.379***	1						
<i>Lev</i>	-0.348***	-0.249***	-0.227***	0.386***	0.238***	-0.208***	-0.185***	0.215***	0.152***	1					
<i>Size</i>	-0.186***	-0.159***	-0.163***	0.264***	0.461***	-0.279***	-0.149***	0.295***	0.203***	0.454***	1				
<i>Cash</i>	0.238***	0.131***	0.182***	-0.203***	-0.241***	0.377***	0.155***	-0.229***	-0.170***	-0.422***	-0.251***	1			
<i>Roa</i>	0.081***	0.057***	0.070***	-0.161***	-0.108***	0.129***	0.236***	-0.105***	-0.060***	-0.392***	-0.043***	0.311***	1		
<i>Age</i>	-0.281***	-0.214***	-0.177***	0.189***	0.229***	-0.209***	-0.111***	0.328***	0.147***	0.397***	0.361***	-0.371***	-0.290***	1	
<i>KH</i>	-0.181***	-0.272***	-0.200***	0.241***	0.308***	-0.285***	-0.117***	0.290***	0.491***	0.184***	0.321***	-0.225***	-0.098***	0.181***	1

四、回归检验分析

(一) 同行企业创新文本信息对目标企业创新投入的同群效应

为减少潜在内生性问题,被解释变量采用滞后一期(*F.RD*),基准模型回归的实际样本数量为22 007个,假设H1实证检验结果如表4所示。从表4列(1)可看出,同行业企业创新文本信息*PeerRDIN*对于目标企业创新投资(*RD*)的作用是显著正向,影响系数为4.720 5,在1%的水平上显著。列(2)、列(3)在控制行业和年份下,同行业企业描述性创新*PeerRDIN*对于目标企业创新投资(*RD*)的影响依然显著正向,影响系数为1.385 0、1.695 9,在1%的水平上显著;列(4)、列(5)继续加入目标企业控制变量后,同行业企业描述性创新*PeerRDIN*对于目标企业创新投资(*RD*)的影响系数为0.854 3、0.508 8,分别在1%和5%的水平上显著。可以看出,同行业企业创新文本信息越多,目标企业的创新投入增加越多,具有“同群效应”,假设H1得到验证。

其他变量如同行企业的研发投入(*PeerRD*)、现

金持有(*PeerCash*)、资本劳动比(*PeerKH*)对目标企业的创新投入也产生显著的影响作用,不过在加入目标企业的相应控制变量包括目标企业创新投入(*RD*)之后,同行企业相关变量的显著水平降低,而目标企业控制变量的影响系数显著,比如目标企业创新投入(*RD*)系数在1%的水平上高度显著。这与之前文献预期基本一致。后续回归均使用包括了同行企业控制变量、目标企业控制变量和行业年份控制变量的基准模型进行检验。

基准模型检验多列结果均表明,同行企业创新文本信息披露确实存在同群效应,假设H1得到验证。相比数字形式的财务信息来说,丰富多样的文本信息,能够提供更多与技术研发创新相关的重要描述与内容表达。同行企业披露的创新文本信息是目标企业进行创新投资的一个重要参考标杆,为了减少创新不确定性,目标企业需要不断与同行业竞争企业比较,获取行业对手创新文本信息,以此来调整自己的创新投入。创新文本信息存在同群效应,有助于解释我国上市企业存在创新投入不断攀升、利润率不断下降的“投入多不增利”现象。

表 4 同行企业创新文本信息对目标企业创新投入的同群效应

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>F. RD</i>	<i>F. RD</i>	<i>F. RD</i>	<i>F. RD</i>	<i>F. RD</i>
<i>PeerRDIN</i>	4.720 5*** (15.920 1)	1.385 0*** (5.134 4)	1.695 9*** (3.989 2)	0.854 3*** (3.622 7)	0.508 8** (1.970 0)
<i>PeerRD</i>		0.392 4*** (22.316 4)	0.421 6*** (10.662 8)	0.179 8*** (11.476 0)	0.005 5 (0.249 7)
<i>PeerLev</i>		-0.003 2 (-0.607 5)	0.009 5* (1.760 5)	0.000 3 (0.074 3)	0.001 4 (0.471 1)
<i>PeerSize</i>		-0.000 1 (-0.119 5)	-0.001 0 (-0.896 1)	-0.000 3 (-0.412 7)	0.000 9 (1.468 0)
<i>PeerCash</i>		-0.031 2*** (-6.073 3)	-0.040 5*** (-5.327 3)	-0.024 0*** (-5.282 8)	-0.007 8** (-2.038 3)
<i>PeerRoa</i>		0.011 1 (1.171 0)	0.012 9 (1.132 8)	0.006 0 (0.718 7)	0.001 7 (0.230 2)
<i>PeerAge</i>		-0.000 4 (-0.329 9)	-0.001 0 (-0.793 4)	-0.001 4 (-1.376 7)	-0.002 1*** (-3.083 4)
<i>PeerKH</i>		0.057 6** (1.980 1)	0.090 6*** (4.771 7)	0.035 5 (1.402 7)	0.015 3 (1.258 2)
<i>RDIN</i>				0.481 9*** (8.233 3)	0.401 8*** (8.545 8)
<i>RD</i>				0.468 8*** (72.664 7)	0.817 8*** (85.259 8)
<i>Lev</i>				-0.004 0*** (-3.190 4)	-0.002 8*** (-3.311 5)
<i>Size</i>				0.001 7*** (5.657 3)	0.000 0 (0.250 1)
<i>Cash</i>				0.002 5* (1.873 5)	0.004 5*** (4.175 6)
<i>Roa</i>				0.015 4*** (5.405 6)	0.020 7*** (6.926 5)
<i>Age</i>				-0.004 3*** (-9.384 0)	-0.000 6*** (-3.644 4)
<i>KH</i>				-0.028 4 (-1.241 6)	-0.000 9 (-0.086 3)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	No	Yes	No	Yes
<i>Observations</i>	22 007	22 007	22 007	22 007	22 007
<i>R-squared</i>	0.418	0.183	0.427	0.382	0.824

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%显著性水平，括号内为 *t* 值。以下表同。

(二) 同行企业创新文本信息同群效应内生性问题处理：工具变量回归

企业创新投资决策具有同时性，或者行业内企业受到同一外部冲击引起共同反应，可能导致严重的内生性问题。对于前者，我们已在基准回归中采用解释变量滞后一期解决；对于后者我们拟采用工具变量回归，引入股票特质收益率工具变量，采用二阶段最小二乘法（2SLS）和系统 GMM 估计法（SYS-GMM）两种方法检验。

2SLS 是普遍的一种工具变量法。第一阶段回归如表 5 列（1），同行企业平均股票特质收益率（*PeerAlpha*）对同行企业创新文本信息（*PeerRDIN*）的影响系数为 0.010 9，工具变量与内生变量显著正相关。Cragg-Donald Wald *F* 值大于 10，说明不存在弱工具变量问题。第二阶段回归如表 5 列（2），同行企业创新文本信息（*PeerRDIN*）对目标企业创新投资（*F. RD*）的系数为 10.201 4，显著正相关。2SLS 检验结果支持 H1 假设。

在动态面板数据模型中，SYS-GMM 利用样本信息更充分，估计更有效。前面述及股票特质收益率工具变量选取的内生性和外生性理由，加上滞后期因变量 (*F.RD*) 和自变量 (*PeerRDIN*) 高度相关，符合面板数据广义矩估计的条件，为此采用 SYS-GMM 再次检定。Hansen 检验的 *p* 值大于 0.1，说明选取的工具变量不存在过度识别问题；IV 类型工具变量检验的 *p* 值大于 0.1，通过工具变量外生性检验。表 5 列 (3) 显示，同行企业创新信息 (*PeerRDIN*) 对目标企业创新投资 (*F.RD*) 的系数为 4.694 5，显著为正，依然支持 H1 假设。

表 5 工具变量的 2SLS 估计和 SYS-GMM 估计

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	2SLS 第一阶段	2SLS 第二阶段	系统 GMM
	<i>PeerRDIN</i>	<i>F.RD</i>	<i>F.RD</i>
<i>PeerRDIN</i>		10.201 4*** (2.688 1)	4.694 5*** (3.866 8)
<i>L. PeerAlpha</i>	0.010 9*** (10.481 9)		
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes
Observations	18 129	18 129	18 129
<i>R-squared</i>	0.512	0.817	

上述两个工具变量回归结果再次说明，在排除同行企业受到行业外部冲击同时影响的前提下，同行企业研发文本披露确实正向显著影响目标企业的研发投入增加，存在同群效应，均支持 H1 假设。

上述两个工具变量回归结果再次说明，在排除同行企业受到行业外部冲击同时影响的前提下，同行企业创新文本信息确实正向显著影响目标企业的创新投入增加，存在同群效应。综合表 4 和表 5 结果表明，假设 H1 结论稳健。

(三) 竞争机制检验

竞争机制是同群效应的一个重要产生机制。为此，我们进行同行企业竞争机制检验，分别以表示市场竞争激烈程度的 *IS*、*TC* 为中介变量，采用中介效应模型来检验竞争机制。

从表 6 列 (2)、列 (3) 看，同群企业创新文本信息对行业市场竞争激烈程度 (*IS*)、*IS* 对企业创新分别是显著为负 (-0.926 9, 1% 显著)、显著为负 (-0.010 5, 10% 显著)，存在明显的中介效应，Sobel 检验系数显著支持。这个结果表明，行业市场竞争激烈程度在同群企业创新文本信息与目标企业创新投入之间起着部分中介作用。同时，市场竞争激烈程度较高在一定程度上有助于行业间企业创新信息互动与企业创新行为市场化决定。从表 6 列 (5)、列 (6) 看，同群企业创新文本信息对行业市场竞争激烈程度 (*TC*)、*TC* 对企业创新分别是显著为负 (-0.388 1, 5% 显著)、显著为负 (-0.002 5, 1% 显著)，存在明显的中介效应，Sobel 检验亦同样支持。这两个中介效应检验表明，行业市场竞争激烈程度在同群企业创新文本信息与目标企业创新投入之间起着中介作用，竞争机制可以部分解释同行企业创新文本信息同群效应的产生机制，支持假设 H2。

表 6 竞争机制检验

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	以 <i>IS</i> 为中介变量			以 <i>TC</i> 为中介变量		
	<i>F.RD</i>	<i>IS</i>	<i>F.RD</i>	<i>F.RD</i>	<i>TC</i>	<i>F.RD</i>
<i>PeerRDIN</i>	0.854 3*** (3.622 7)	-0.926 9*** (-3.259 2)	0.837 3*** (3.548 5)	0.854 3*** (3.622 7)	-0.388 1** (2.166 2)	0.866 4*** (3.674 9)
<i>IS</i>			-0.010 5* (-1.952 3)			
<i>TC</i>						-0.002 5*** (-3.613 4)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	22 007	25 372	22 007	22 007	25 372	22 007
<i>R-squared</i>	0.382	0.171	0.382	0.382	0.096	0.383
Sobel <i>P</i> 值	0.012 **			0.008 ***		

(四) 学习机制检验

已有文献表明,信息学习需求是企业决策模仿行为的重要动机。陆蓉(2017)^[18]发现,行业内具有信息优势的企业决策具有相对独立性,而信息劣势的企业则会参考行业龙头企业的决策。为此,我们进行同行企业学习机制检验,以表示学习需求程度的 *BOT10*、*BOT20*、*BOT80* 与解释变量乘积项为观察变量。

表7回归结果可知,交乘项 *BOT10*×*PeerRDIN* 的回归系数分别为 1.724 5,通过 1%的显著性水平检验。该结果表明,处于信息劣势的目标企业创新投资决策向行业领先企业学习,存在同行企业创新文本信息的同群效应。交乘项 *BOT20*×*PeerRDIN*、*BOT80*×*PeerRDIN* 的回归系数分别为 1.167 7、0.734 6,分别通过 5%、10%的显著性水平检验。进一步对比系数说明,行业领先企业创新文本信息在同行企业中引领学习需求,行业地位越靠后的企业创新投入水平受到同行企业特别是领先企业的创新文本信息披露的影响更大,但是行业地位中间的企业创新投入水平受到同行创新文本信息披露的影响变小。这三个检验说明,同行领先者企业创新文本信息披露增加,追随者目标企业的创新投入会相应增加,支持假设 H3。信息学习需求在一定程度上突显了同行企业创新文本信息披露的信息需求方向,即目标追随者企业向同行领先者企业的信息学习需求。同样地,学习机制亦能够解释同行企业创新文本信息的同群效应的产生机制。

表 7 学习机制检验

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	<i>F. RD</i>	<i>F. RD</i>	<i>F. RD</i>
<i>PeerRDIN</i>	0.829 1*** (3.500 7)	0.894 9*** (3.762 2)	1.212 0*** (3.847 5)
<i>BOT10</i>	-0.002 7 (-0.962 2)		
<i>BOT10</i> × <i>PeerRDIN</i>	1.724 5*** (3.748 5)		
<i>BOT20</i>		-0.001 2 (-0.667 2)	
<i>BOT20</i> × <i>PeerRDIN</i>		1.167 7** (2.431 7)	
<i>BOT80</i>			0.001 4 (0.613 3)
<i>BOT80</i> × <i>PeerRDIN</i>			0.734 6* (1.852 7)

续前表

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	<i>F. RD</i>	<i>F. RD</i>	<i>F. RD</i>
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes
Observations	22 007	22 007	19 582
R-squared	0.382	0.382	0.405

(五) 稳健性检验^①

1. 变更被解释变量指标。

变更指标衡量为:研发投入/期末总资产 (*RD_A*);用研发投入的行业和年度中位数填补缺失值 (*RD_M*)。将被解释变量 (*F. RD*) 替换为 *F. RD_A*、*F. RD_M*,分别代入基准回归模型,其他控制变量不变。两个回归结果均表明,同群企业创新文本信息对目标企业创新投入的影响为正向显著,结果与基准假设一致。

2. 被解释变量不同滞后期。

采用当期 (*RD*)、未来一期 (*F. RD*)、未来二期 (*F2. RD*)、未来三期 (*F3. RD*) 的研发投入作为被解释变量。不像财务数据存在历史年份的勾稽连续,创新文本信息存在年度跳跃变化性,同群企业创新文本信息对目标企业后续年份创新投入的信息同群效应逐年递减。

3. 替换解释变量。

对管理层分析和展望 (*MD&A*) 部分进行创新文本分析得到解释变量 *PeerRDIN_MDA*。将解释变量 *PeerRDIN* 替换为 *PeerRDIN_MDA*,分别代入基准回归模型,其他控制变量不变。回归结果均表明,同群企业创新文本信息对目标企业创新投入的影响为正向显著,结果与基准假设一致。

4. 子样本检验:研发投入强的技术企业。

借鉴黎文靖和郑曼妮(2016)^[28]的研究和国家发改委 2017 年高技术制造行业划分,我们选取高技术制造企业 9 265 个样本进行基准回归检验。结果表明,同群企业创新文本信息对目标企业创新投入的影响均为正向显著,结果与前述假设一致。

5. 其他内生性问题处理。

(1) 采用残差法回归。对同行企业创新文本信

① 由于篇幅所限,稳健性检验结果未在正文中列示,感兴趣的读者可联系作者索取。

息 (*PeerRDIN*) 和目标企业创新文本信息 (*RDIN*) 进行回归, 得到残差 *PeerRDINres*, 表示在排除行业基本创新文本信息后的同行企业创新文本信息增量。将残差放入基准回归模型, 主要解释变量同行企业创新文本信息残差 (*PeerRDINres*) 的系数依然显著正向。

(2) 采用公司固定效应回归。为解决遗漏变量所造成的内生性可能问题, 我们在模型 (1) 的回归中加入公司固定效应, 替换行业固定效应。控制公司固定效应的结果显示, 同群企业创新文本信息 (*PeerRDIN*) 的影响系数为 0.854 3, 在 1% 的水平上显著, 这表明在控制了公司固定效应之后, 同群企业创新文本信息与目标企业创新投入之间正向关系仍然成立, 遗漏变量问题并不影响研究结论。

五、进一步拓展分析

(一) 同行企业信息可比性的调节作用

可比性是信息披露的重要质量属性, 可帮助信息使用者识别和比较各类投资异同, 优化其配置决策 (Barth, 2013^[29])。可比性可以作为投资者选择参照对象的重要标准, 降低了投资者的信息加工成本, 可比性可以促进盈余信息的跨公司传递。袁知柱和张小曼 (2020)^[30]认为, 当可比性较高时, 主要股东或高管能对同行业内公司间的重要信息及投资项目做充分比较、辨别和论证。为此我们进行信息披露可比度调节作用检验, 调节变量信息披露可比度指标选择盈余差异度 (*CompAcct*)^① 和盈余变化同步性 (*EarnCov*)^②。在基准模型基础上, 将自变量×调节变量的乘积项纳入回归方程, 若该乘积项系数显著, 则表明调节效应显著。

表 8 列 (1)、列 (2) 结果显示: 乘积项 *PeerRDIN*×*CompAcct* 的系数为 17.956 6, 显著为正。该结果表明, 企业信息可比性增强有助于同行业创新文本信息的外溢, 有助于同行业创新文本信息的

外溢比较和学习便利, 有助于目标企业对比和吸收同行业企业创新信息。乘积项 *PeerRDIN*×*EarnCov* 的系数为 1.161 7, 显著为正, 同样支持类似结果。基于信息披露可比性调节作用两个检验显示, 信息披露可比度提高有助于同行业企业创新文本信息同群效应, 信息可比性较强的同行企业之间更可能发生同群效应。

表 8 同行企业信息可比性的调节作用

VARIABLES	(1)	(2)
	<i>F. RD</i>	<i>F. RD</i>
<i>PeerRDIN</i>	1.159 6*** (4.418 6)	0.395 4 (1.555 5)
<i>CompAcct</i>	-0.093 6*** (-2.767 3)	
<i>PeerRDIN</i> × <i>CompAcct</i>	17.956 6*** (3.722 8)	
<i>EarnCov</i>		-0.005 6*** (-2.634 8)
<i>PeerRDIN</i> × <i>EarnCov</i>		1.161 7*** (4.428 2)
控制变量	Yes	Yes
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
<i>Observations</i>	19 503	19 503
<i>R-squared</i>	0.412	0.413

(二) 目标企业融资约束的调节作用

从目标企业自身能力考虑, 创新投资不仅具有内在高风险、收益不确定性等突出问题, 而且存在较为严重的信息不对称, 道德风险问题严重。与固定资产投资相比, 创新投资面临的融资约束更为严重。为此我们检验目标企业融资约束在其创新文本信息同群效应的调节作用, 调节变量融资约束指标采用 KZ 指数^③ 和 WW 指数衡量^④, 其数值越大, 融资约束越严重。

① 盈余差异度 (*CompAcct*), 使用连续 12 个季度市账率与股票收益率回归获得预期盈余, 用两个公司预期盈余的差异绝对值平均后的相反数表示盈余差异度。
 ② 盈余变化同步性 (*EarnCov*), 用两公司第 *t* 期前连续 12 个季度的的盈余为因、自变量回归后得到的可决定系数 R^2 来表示。
 ③ KZ 指数, 对全样本各个年度都按经营性净现金流/上期总资产 (*CF*)、现金股利/上期总资产 (*Div*)、现金持有/上期总资产 (*Cash*)、资产负债率 (*Debt*) 和 TobinQ 进行分类构建 50% 分位数, 小于 50% 分位数的取值为 1, 否则为 0, 将五个变量的 (1, 0) 取值加总得到 *KZindex*; *KZindex* 对 *CF*、*Div*、*Cash*、*Debt* 和 *TobinQ* 五个变量进行有序逻辑模型回归; 在估计模型参数后, 计算模型拟合值, 即融资约束指数 KZ。
 ④ WW 指数, 使用 Whited 和 Wu (2006) 计算出的系数直接计算: $WW = -0.091CF - 0.062DivPOS + 0.021TLTD - 0.044Size + 0.102ISG - 0.035SG$, 其中, *CF* 是经营性净现金流与上期总资产的比值, *DivPOS* 是分红时取值为 1 的虚拟变量, *TLTD* 是长期负债与总资产之比, *Size* 是总资产的自然对数, *ISG* 是企业所处行业的销售增长率, *SG* 是企业的销售增长率。

类似地，我们将自变量×调节变量的乘积项加入到基准模型进行检验。

从表 14 中可以看到，乘积项 $PeerRDIN \times KZ$ 的系数为 -0.109 4，显著为负。该结果表明，受限于融资能力，融资约束目标企业自身缺少资金支持研发投入，缺乏条件实施创新投资，受到同行业公司创新信息冲击影响的意愿就变弱。相对地，不受融资约束目标企业能够筹集足够资金支持研发创新，密切关注同行业其他企业创新信息，跟进同行其他企业创新活动和创新动向，持续投入参与竞争。乘积项 $PeerRDIN \times WW$ 的系数为 -0.189 1，显著为负，同样支持类似结果。从目标企业自身融资约束条件的两个检验说明，目标企业融资约束程度越低，同行企业创新文本信息对目标企业创新投入的同群效应越显著。

表 14 目标企业融资约束的调节作用

VARIABLES	(1)	(2)
	<i>F. RD</i>	<i>F. RD</i>
<i>PeerRDIN</i>	0.429 1 (1.580 9)	0.777 8*** (2.931 7)
<i>KZ</i>	0.001 2*** (4.944 8)	
<i>PeerRDIN</i> × <i>KZ</i>	-0.109 4*** (-3.926 5)	
<i>WW</i>		0.002 0*** (4.199 8)
<i>PeerRDIN</i> × <i>WW</i>		-0.189 1*** (-2.812 1)
控制变量	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
年份	Yes	Yes
<i>Observations</i>	18 788	18 784
<i>R-squared</i>	0.833	0.841

六、结论和启示

基于 2008—2019 年我国沪深上市企业文本数据，

本文检验创新文本信息是否对企业创新投入产生同群效应。结果显示，我国上市企业创新文本信息确实存在显著的“同群效应”，即当同行企业创新文本信息披露增加，目标企业的创新投入也会增加。同群效应产生机制之一是“竞争机制”，即竞争压力迫使同行企业不断追赶行业创新节奏和创新步伐，竞争程度高、不确定性强和增长速度快的行业同行信息同群效应明显。同群效应产生机制之二是“学习机制”，即市场地位低和信息竞争劣势的企业存在向行业领先者学习的动机。进一步拓展分析发现，同行企业信息可比性和目标企业融资约束对创新文本信息同群效应具有调节作用：信息可比性强的同行企业创新文本信息对目标企业的创新投入正向影响更为显著；同行企业创新文本信息对融资约束低的目标企业的创新投入更为显著。本文的研究结论进一步从同群效应视角解释近年来我国上市企业研发投入攀升、绩效下降的现象，为促进企业科技创新投入提供一定借鉴。

本文结论具有重要启示：（1）增加对非财务信息披露的规范监管。信息披露是注册制的核心问题。我国资本市场对非财务信息规范要求少，非财务信息披露存在披露不足、质量不高等问题，比如研究阶段支出在管理费用明细表披露，但支出名称繁多，反映出研发费用归集还缺乏会计制度上的规范性，有必要对投资决策参考价值大的企业研发信息适当做出规范和披露。（2）加强科创企业行业信息披露与可比性。随着创新驱动发展模式转变及资本市场科创企业发展，需要加强信息披露制度有效性改革，研究提高科创文本信息可比性，扩大科创信息合理披露范围，确立科创企业领先者信息披露保护制度，通过行业企业间的相互学习与竞争协调为企业创新提供更好的条件。（3）不确定收益回报下的企业创新决策和配套政策。创新信息同群效应意味着科技信息存在行业放大效果。因此，监管者在制定相关政策时，应该考虑同行业企业之间的这类同群效应。例如，监管者在制定研发投入加计扣除优惠政策时，不仅要考虑政策对企业创新投入的直接影响，还应考虑企业间接“传染性”创新投入产生的间接影响。

参考文献

[1] Swan P. L. Market Structure and Technological Progress: The Influence of Monopoly on Product Innovation [J]. Quarterly Journal of Economics,

- 1970 (4): 627-638.
- [2] Beatty A, Liao S, Yu J J. The Spillover Effect of Fraudulent Financial Reporting on Peer Firms' Investments [J]. Journal of Accounting and Economics, 2013, 55 (2-3): 183-205.
- [3] Leary M T, Roberts M R. Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy? [J]. The Journal of Finance, 2014, 69 (1): 139-178.
- [4] 程小可, 李静婷, 李昊洋. 投资者调研与企业研发溢出效应的相关研究 [J]. 中央财经大学学报, 2018 (10): 42-55.
- [5] 底璐璐, 罗勇根, 江伟, 陈灿. 客户年报语调具有供应链传染效应吗? ——企业现金持有的视角 [J]. 管理世界, 2020 (8): 148-163.
- [6] Durnev A, Mangen C. The Spillover Effects of MD&A Disclosures for Real Investment: The Role of Industry Competition [J]. Journal of Accounting and Economics, 2020, 70 (1): 101299.
- [7] Wood J. Theory and Research Concerning Social Comparisons of Personal Attributes [J]. Psychological bulletin, 1989, 106 (2): 23-248.
- [8] Chen W R. Determinants of Firms' Backward-and Forward-looking R&D Search Behavior [J]. Organization Science, 2008, 19 (4): 609-622.
- [9] 李姝, 杜亚光, 张晓哲. 同行 MD&A 语调对企业创新投资的溢出效应 [J]. 中国工业经济, 2021 (3): 137-155.
- [10] LeCun Y, Bengio Y, Hinton G. Deep Learning [J]. Nature, 2015, 521 (7553): 436-444.
- [11] Davis A K, Piger J M, Sedor L M. Beyond the Numbers: Measuring the Information Content of Earnings Press Release Language [J]. Contemporary Accounting Research, 2012, 29 (3): 845-868.
- [12] 姜付秀, 王运通, 田园, 吴恺. 多个大股东与企业融资约束——基于文本分析的经验证据 [J]. 管理世界, 2017 (12): 61-74.
- [13] 谢德仁, 林乐. 管理层语调能预示公司未来业绩吗? ——基于我国上市公司年度业绩说明会的文本分析 [J]. 会计研究, 2015 (2): 20-27.
- [14] 孟庆斌, 杨俊华, 鲁冰. 管理层讨论与分析披露的信息含量与股价崩盘风险——基于文本向量化方法的研究 [J]. 中国工业经济, 2017 (12): 132-150.
- [15] Bushee B J, Gow I D, Taylor D J. Linguistic Complexity in Firm Disclosures: Obfuscation or Information? [J]. Journal of Accounting Research, 2018, 56 (1): 85-121.
- [16] 任宏达, 王琨. 产品市场竞争与信息披露质量——基于上市公司年报文本分析的新证据 [J]. 会计研究, 2019 (3): 32-39.
- [17] 陆蓉, 王策, 邓鸣茂. 我国上市公司资本结构“同群效应”研究 [J]. 经济管理, 2017 (1): 181-194.
- [18] 陈钰芬, 陈劲. 开放式创新: 机理与模式 [M]. 北京: 科学出版社, 2008.
- [19] Wood J. Theory and Research Concerning Social Comparisons of Personal Attributes [J]. Psychological Bulletin, 1989, 106 (2): 23-248.
- [20] 罗党论, 赵聪. 什么影响了企业对行业壁垒的突破——基于中国上市公司的经验证据 [J]. 南开管理评论, 2013 (6): 95-105.
- [21] Hoberg G, Phillips G. Text-based Network Industries and Endogenous Product Differentiation [J]. Journal of Political Economy, 2016, 124 (5): 1423-1465.
- [22] Roychowdhury S, Shroff N, Verdi R S. The Effects of Financial Reporting and Disclosure on Corporate Investment: A Review [J]. Journal of Accounting and Economics, 2019, 68 (2/3): 101246.
- [23] Ferracuti E, Stubben S R. The Role of Financial Reporting in Resolving Uncertainty about Corporate Investment Opportunities [J]. Journal of Accounting and Economics, 2019, 68 (2/3): 101248.
- [24] 贺小刚, 李婧, 吕斐斐, 邓浩. 绩优企业的投机经营行为分析——来自中国上市公司的数据检验 [J]. 中国工业经济, 2015 (5): 110-121.
- [25] 卢谢峰, 韩立敏. 中介变量、调节变量与协变量——概念、统计检验及其比较 [J]. 北京: 心理科学, 2007 (4): 934-936.
- [26] Merkley K J. Narrative Disclosure and Earnings Performance: Evidence from R&D Disclosures [J]. The Accounting Review, 2014, 89 (2): 725-757.
- [27] Bellstam G, Bhagat S, Cookson J A. A Text-based Analysis of Corporate Innovation [J]. Management Science, 2020, 67 (7): 4004-4031.
- [28] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响 [J]. 经济研究, 2016 (4): 60-73.
- [29] Barth, M. E. 财务报告的全球可比性——是什么, 为什么, 如何做以及何时实现. 会计研究, 2013 (5): 3-10.
- [30] 袁知柱, 张小曼. 会计信息可比性与企业投资效率 [J]. 管理评论, 2020 (4): 206-218.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

情境差异、业绩型股权激励与企业创新

——基于医疗器械行业上市公司的研究

Contextual Differences, Performance-based Equity Incentives and Corporate Innovation Capabilities: Based on Listed Companies in the Medical Device Industry

程昱 李莉 王向前 张欣如 程新生

CHENG Yu LI Li WANG Xiang-qian ZHANG Xin-ru CHENG Xin-sheng

[摘要] 医疗器械产业是关乎国民健康的重要产业，业绩型股权激励是促使企业激励相容的重要措施。本文使用2010—2021年中国医疗器械行业上市企业的数据，探究不同情境差异下业绩型股权激励对企业创新的影响。结论表明，在医疗器械行业中，业绩型股权激励可以促使企业提高创新水平。进一步的研究发现，业绩型股权激励对企业创新的促进作用会受到情境差异的影响。一方面，较大的业绩型股权激励范围覆盖了核心员工的权益，让更多的核心员工分享企业成长收益，不仅可以体现激励的公平性，也有利于企业在较短时间内实现快速发展。另一方面，业绩型股权激励的行权期限越长，利益相容程度越高，继而对企业创新的影响越大。此外，股权集中度、管理层薪酬差距以及企业生命周期等情境差异均会影响业绩型股权激励的实施效果。这启示业绩型股权激励应结合行业和企业的具体情境，注重与其他管理控制工具相结合，继而有助于凝聚力量，提升组织成员的积极性，实现企业创新发展。

[关键词] 情境差异 业绩型股权激励 企业创新 医疗器械行业

[中图分类号] F272 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 09-0072-11

Abstract: The medical device industry is an important industry related to national health, and performance-based equity incentives are important measures to promote the compatibility of corporate incentives. This article uses data from listed companies in the Chinese medical device industry from 2010 to 2021 to explore the impact of performance-based equity incentives on corporate innovation under different situational differences. The conclusion indicates that performance-based equity incentives can promote enterprises to improve their innovation level in the medical device industry. Further research has found that the promoting effect of performance-based equity incentives on corporate innovation is influenced by situational differences. On the one hand, a larger scope of performance-based equity incentives covers the rights and interests of core employees, allowing more core employees to share the benefits of corporate growth. This not only reflects the fairness of incentives, but also helps enterprises achieve rapid development in a short period of time. On the other hand, the longer the exercise period of performance-based equity incentives, the higher the degree of interest compatibility, and thus the greater the impact on enterprise innovation. In addition, situational differences such as equity concentration ratio, management pay gap and enterprise life cycle will affect the implementation effect of performance-based equity incentive. This suggests that performance-based equity incentives should be combined with the specific situation of the industry and enterprise, and focus on combining them with other management and control tools, which can help to gather strength, enhance the enthusiasm of organizational members, and achieve innovative development of the enterprise.

Key words: Situational differences Performance-based equity incentives Enterprise innovation Medical device industry

[收稿日期] 2021-11-28

[作者简介] 程昱，女，1992年3月生，南开大学商学院博士研究生，研究方向为公司财务与公司治理；李莉，女，1961年10月生，南开大学商学院教授，博士生导师，研究方向为知识产权保护、财务管理、高科技企业投融资行为；王向前，男，1996年5月生，南开大学商学院博士研究生，研究方向为公司财务与公司治理；张欣如，女，1996年8月生，南开大学商学院硕士研究生，研究方向为公司财务与公司治理；程新生，男，1963年2月生，南开大学商学院教授，博士生导师，研究方向为公司财务与公司治理。本文通讯作者为程昱，联系方式为chenyu9232@126.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“知识产权保护、投资机会与高科技企业的创新投资——基于异质性高管特质的视角”（项目编号：71672087）；国家自然科学基金项目“激励参照、组织认同与创新升级研究”（项目编号：71972105）；国家自然科学基金项目“绩效反馈、异质性创新与激励匹配研究”（项目编号：72272081）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

创新是企业发展的动力源泉，也是强国发展的关键保障。优化企业创新环境，激励企业创新活动，增强企业创新能力已成为日益重要的研究话题。企业创新的提升很大程度上依赖于管理层的创新主动性，股权激励是促进管理层及核心员工与企业利益相容的重要手段。随着中国企业规模的不断扩张，股权激励可以合理引导管理层行为，缓解经营权和所有权分离导致的代理问题，提高管理层风险容忍程度，进而促使管理层做出有利于企业长期发展的战略决策，被广泛应用于越来越多的企业中。业绩型股权激励是股权激励的典型方案，特点是行权的前提条件必须达到预设的业绩目标。既有的一些证据表明，作为激励管理层的重要手段，业绩型股权激励能够快速促进企业的发展（陈运佳等，2020^[1]；郑志刚等，2021^[2]）。但长期以来，尽管既有研究普遍认为业绩型股权激励能够发挥对预期业绩的提升作用，但该制度在当前中国企业的实践中能否发挥创新促进作用仍然存疑。中国上市公司有自己独特的制度背景，企业选择股权激励计划也有自身的动机（陈文哲等，2021^[3]）。那么在业绩型股权激励带来的快速增长过程中，是否会同样促进企业的创新发展，成为一个亟待讨论和解决的问题。

在业绩型股权激励规定的条款中，只有实现企业预先制定的业绩目标后，被激励对象才能真实享有该股权激励所承诺的利益。股权激励既有激励性又有福利性作用，不同情境和条件下的激励效果不尽相同（陈文哲等，2021^[3]）。先前的文献围绕股权激励制度结构与企业创新的关系提供一定的证据。如刘宝华和王雷（2018）^[4]认为股权激励制度对企业创新的影响取决于其结构设计，行权时间限制会提升创新激励效果，而附带的业绩条件难度则会抑制企业创新。孟庆斌等（2019）^[5]发现将股权激励计划延伸至员工范围，可以通过“利益绑定”功能提高企业创新效率。解维敏和张恒鑫（2023）^[6]提出在股权激励下管理层会根据不同的行权业绩条件选择技术引进策略或自主研发策略。这些研究通过对股权激励构成要素的挖掘，一定程度上认识到业绩型股权激励制度的设计差异会产生不同的激励效果，但现有文献更多的还是聚焦于该制度的业绩激励作用以及带来的治理效应研究上。业绩型股权激励作为影响管理层行为的重要工具，其中股权激励范围、行权期限等核心条款的设

计，以及股权集中度、管理层薪酬差距以及企业生命周期等企业特征都会形成不同的激励情境，进而从根本上影响业绩型股权激励对企业创新的作用。与企业所处环境不匹配的业绩型股权激励甚至可能对企业创新造成负面影响。构建与企业情境相匹配的业绩型股权激励制度，是学术界和实务界都广泛关注的研究问题。在这种情况下，有必要探究情境差异是否会影响管理层决策，以及是否会由此改变业绩型股权激励对企业创新的影响。

医疗器械行业是一个多学科交叉、知识密集、资金密集的高新技术产业，涉及医药、机械、电子、塑料等多个学科知识，生产工艺相对复杂，进入门槛较高，是一个国家制造业和高科技发展水平的标志之一，属于国家重点鼓励发展的产业。中国医疗器械产品起步相比发达国家较晚，随着中国经济的高速发展，民众对医疗健康需求的不断上升，医疗器械行业的市场规模也在不断扩大。与此同时，随着计算机网络技术、人工智能、新材料等相关知识的快速发展，一批先进技术正逐步重塑医疗器械行业，也从根本上改变市场竞争格局。在愈发激烈的市场竞争条件下，医疗器械企业普遍具有较强的创新需求。本文通过对2010—2021年医疗器械上市企业数据进行回归分析，结果发现业绩型股权激励能够促进企业创新，同时行权期限、激励范围是影响激励对象的重要因素。此外，股权集中度、管理层薪酬差距以及企业生命周期等企业关键特征同样会产生差异化的激励效果。对这些情境差异系统性探究所得的结论强调股权激励应结合行业和企业的具体情境，才能有助于凝聚力量，提升组织成员的积极性，实现企业的创新发展。

本文的增量贡献如下：首先，通过分析我国医疗器械上市公司业绩型股权激励的实施计划和实施结果，表明合理的业绩型股权激励不仅能够促进业绩提升，同时也能够促进企业创新，进一步丰富此方面的经验证据。其次，本文在证实行权期限、激励范围等业绩型股权激励的制度设计对企业创新产生影响的基础上，通过考察不同情境中业绩型股权激励对企业创新的异质性作用，探究股权集中度、管理层薪酬差距、企业生命周期在其中发挥的不同影响，不仅能够加深对业绩型股权激励制度设计的认识，同时为制定与企业特征相匹配的股权激励制度提供参考和借鉴。最后，从更深层的意义上而言，医疗器械行业的变革是当前传统制造业向高科技企业转型浪潮中的一个典型缩影。在此情况下，本文的贡献不仅能增加对医疗

器械行业创新激励制度的理解,也为传统制造业向智能化、数字化转型的道路上提供一定的启示,并为企业未来创新环境的建设提供相应的理论支持。

二、理论分析与研究假设

(一) 医疗器械行业的业绩型股权激励

股权激励作为企业的长期激励手段,能够使管理层利益和企业利益趋同,进而激励管理层为工作付出更多努力(肖星和陈婵,2013^[7])。从委托代理的角度分析,合理的股权激励机制可以有效缓解代理冲突,减少控制权和所有权分离程度,有利于实现企业价值提升。以往的研究表明,业绩型股权激励能够增加股东财富,行权的业绩要求越高,对投资者财富的增加越有利(谢德仁和陈运森,2010^[8])。然而,尽管业绩型股权激励能够促使企业的业绩提高,但是其对企业创新的作用仍然存在不少质疑。业绩型股权激励以业绩达标为参照,可能会促使管理层更多关注企业业绩提升,进而减少对创新方面的关注(Bettis等,2018^[9];刘宝华和王雷,2018^[4])。支持的观点认为,企业创新活动通常是风险较大的长期性活动。在此情境下,股权激励可以提升管理层的风险承担意愿,促进企业提高研发投入,进而增强企业创新(田轩和孟清扬,2018^[10])。这些相互矛盾的解释使得业绩型股权激励对企业创新的影响并不明朗。

医疗器械行业作为一个典型的多学科交叉、知识密集、资金密集的高新技术产业。生产技术相对复杂,进入壁垒较高,对知识产权依赖性强。创新能力以及技术实力是评价医疗器械企业核心竞争力的重要因素,由技术创新带来的竞争优势是医疗器械企业占据市场领先地位的关键。然而,无论是大型的医学影像设备,还是小型的植入式电子耳蜗,较高的技术壁垒一直是横跨在中国医疗器械企业面前的难关。特别是考虑到中国医疗器械产业起步较晚,创新研发能力与发达国家相比仍有较大的差距,其创新投入主要集中在技术含量较低、开发时间较短的仿制品种。高端市场由于技术壁垒较高、研发及制造的资金投入量较大、研发风险较高等原因,中国企业所占的高端医疗器械市场份额仍然较低。尽管中国医疗器械行业亟需创新推动发展,但薄弱的技术基础、较长的创新周期一直以来是创新决策的阻碍,较高的创新风险使管理层不愿意维持高水平的创新活动。在这种情况下,以业绩达标为考核条件的业绩型股权激励,能否改变管理层的短期获益偏好,增加风险承担意愿,进而追求

企业的长期发展?或者说,业绩性股权激励的实施能否促进医疗器械企业的创新?由此,提出竞争性假设:

假设 1a: 业绩型股权激励能够促进医疗器械企业创新。

假设 1b: 业绩型股权激励抑制医疗器械企业创新。

(二) 股权激励的制度设计的情境差异

创新是知识不断精进的过程。面对较短的行权期限,管理层可能更愿意通过缩减研发费用、裁撤研发人员的方式降低成本增加净利润率,以更快满足业绩型股权激励的达标条件,致使管理层忽视长期利益而追求短期业绩(刘宝华和王雷,2018^[4])。创新作为企业高风险高投入的活动,由于创新成果的不确定性,创新收益可能在未来很长一段时间内都难以实现。在此情况下,如果业绩型股权激励的行权期限较长,能够覆盖企业从创新投入到创新产出的整个周期,则能促使管理层注重企业长期发展。较高的业绩型股权激励行权期限也会抑制管理层离职动机,进一步避免管理层谋取足够利益后跳槽去其他企业的现象。

高科技医疗器械产品的研发是横跨多个领域的智慧结晶,通常具有较大的创新难度,不仅需要持续的资源投入,而且创新周期普遍较长。与此同时,医疗器械产品与生命健康密切相关,必须经过层层审核才能获得相应的注册资质,其较高安全性要求进一步拉长技术创新的开发周期。复杂、多样性的技术要求,较长的创新投入产出周期,较为激烈的市场竞争,需要管理层更重视企业的长期利益。考虑到业绩型股权激励规定的行权期限越长,越能够促使管理层与企业利益一致。因此,可以推断行权期限对医疗器械企业创新存在显著正向影响,并提出以下假设:

假设 2a: 适度延长行权期限能够增强业绩型股权激励对医疗器械企业创新的促进作用。

业绩型股权激励覆盖的范围是设计具体激励方案所要考虑的关键要素。特别是将业绩型股权激励在更广的范围内推行,则指向整个企业多层次复杂的管理控制和激励实现问题。以往的研究认为,更宽范围的股权激励能够增强“共同监督”效应。即企业管理层之间会更容易达成一致,减少不必要的内耗,进而提升企业的创新产出(Hochberg,2010^[11];Fang,2015^[12])。另一方面,企业创新离不开研发人员的努力,很大程度上依赖于核心技术员工的支持。因此,业绩型股权激励覆盖核心技术员工有助于提高员工的

风险承担意愿,防止他们出现短视行为,并最终增强他们的研发动力(Chang等,2015^[13];石琦和肖淑芳,2020^[14])。这意味着,业绩型股权激励的范围不仅应包括管理层激励,还应容纳核心员工(陈冬华等,2015^[15])。

医疗器械企业的创新不仅需要管理层的正确决策,同时也依赖于一个高素质的研发团队。现实中,一些医疗器械企业在制定业绩型股权激励政策时,也会覆盖到核心技术员工。如2019年艾德生物实施业绩型股权激励的对象主要为企业管理层和核心技术员工。本质上是考虑到扩大业绩型股权激励的范围,可以将核心技术员工的个人利益与企业利益深度捆绑,员工与股东拥有共同利益更有动力去进行研究活动,最终有利于提高企业创新(石琦和肖淑芳,2020^[14])。在这个意义上,对管理层与核心员工进行股权激励的内在逻辑是一致的:更好地协同股东与被授予人之间的利益,以实现激励相容为目标(Kim,2014^[16])。这意味着,业绩型股权激励的范围越广,其对创新的促进效果越强。由此,提出以下假设:

假设 2b: 适度扩大激励范围能够增强业绩型股权激励对医疗器械企业创新的促进作用。

业绩型股权制度的设计目标通常是实现企业与员工的长期激励相容,但其伴随的股权结构变化也会产生治理效应。实际上,业绩型股权激励不仅涵盖企业的绩效要求,还可能暗含改善员工福利等目标,同时兼具经济激励和社会治理双重效应(黄群慧等,2014^[17])。这可能会使不同情境下业绩型股权激励机制的实施效率和结果产生差异。股权激励会增加受激励人的持股份额,随着持股数量的增加,获得稳定收益的心理发挥作用,导致不愿承担更多的创新风险。这意味着,尽管普遍持股会带来基础管理的改善,但过于平均化的分配制度可能减弱企业相关人员的奋斗精神。当股权激励的达标结果与激励对象的关系不大时,甚至会产生“搭便车”的现象(郭蕾等,2019^[18];石琦和肖淑芳,2020^[14])。

医疗器械企业面对高度竞争的市场环境,对创新具有较高要求,需要相关人员的不懈努力。锦标赛理论认为激励差距有助于鼓励企业员工积极参与排序竞争,提高员工企业创新过程中的努力意愿和努力程度。较高的激励差距也会给竞赛者更大的动力,愿意投入更多的努力去获得晋升机会,进而帮助企业取得更好的绩效(田轩等,2018^[10];周冬华等,2019^[19])。因此,业绩型股权激励所带来的激励差异能够激励企

业员工为获得更高的奖金和报酬付出更多的时间精力,进而增加企业的创新产出。由上述分析,提出以下假设:

假设 2c: 适度增加激励差距能够增强业绩型股权激励对医疗器械企业创新的促进作用

三、研究设计

(一) 数据来源与选取依据

考虑样本可得性和代表性,本文的研究样本选取在中国境内上市的医疗器械企业。中国医药器械上市企业面临较为激烈的市场竞争,普遍具有较强的创新意愿。截至2021年,大多数企业都已采用业绩型股权激励的方法,将股权激励的达标条件与企业绩效状况挂钩,不仅满足实证样本的数量要求,也能够一定程度上减少行业异质性的影响。例如,九强生物公司2015年业绩型股权激励解锁条件为当年净利润相比于上市时增幅在10%以上,营业收入相比于上市时的增长速度在10%以上。作为一个较为合适的研究对象,医疗器械上市公司不仅数量较多,且具有较好的样本代表性,同时也能够避免混淆不同行业的关键差异。本文的样本区间为2010至2021年,数据主要来源是万德数据库、国泰安数据库以及在巨潮资讯网披露的企业年报。从中剔除样本观察值严重缺失以及面临退市预警的上市企业,最终保留87家医疗器械上市企业共586个观察值,实际回归样本可用数量取决于样本缺失值情况。

(二) 模型构建

尽管在已有研究中衡量企业创新有多种方法,如创新产出指标、创新投入指标和创新效率指标等,但为更好地表示企业创新,考虑到创新产出可以更加直观地展示企业创新结果,因此本文被解释变量使用创新产出指标 *PATENTS* 作为企业创新的代理变量。同时,考虑到研发立项到专利批准是一个较长的过程,当年获得的专利批准可能来源于数年前的研发投入,因此具体方法是计算企业当年专利申请数量加1后的自然对数。其后,在稳健性检验中,使用创新投入指标和创新效率指标作为替换。解释变量 *SI* 表示业绩型股权激励的代理变量,业绩型股权激励的实施形式包括股票期权、限制性股票、员工持股计划和现金股票增值权等方式。如果企业已实施业绩型股权激励,*SI* 取值为1,否则取值为0。因此,构建以下回归模型(1),用于探究业绩型股权激励的实施对企业创新的作用:

$$PATENTS_{it} = \beta_0 + \beta_1 SI_{it} + \sum \gamma CONTROLS_{it} + \tau_t + \sigma_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, *CONTROLS* 表示控制变量, τ 指年度固定效应, σ 指公司固定效应, 在以下模型中均使用相同定义。

业绩型股权激励的激励期限、激励范围与激励差异均是设计激励方案时的重点考虑内容。在业绩型股权激励的实施方案中, 激励期限的衡量是使用业绩型股权激励中所规定的行权期限, 记作 *PERIOD*。交乘项 *SI*×*PERIOD* 的含义是延长股权激励期限能够在多大程度上促进企业创新。激励范围的测定是使用授予激励对象的总股数比上公司总股本的方式, 记作 *RANGE*。交乘项 *SI*×*RANGE* 的含义是增加股权激励范围能够在多大程度上促进企业创新。此外, 业绩型股权激励的激励范围也不只局限于管理层之间, 核心员工股权激励也可以充当高管股权激励的有效补充角色。因此, 使用核心员工激励股数与股权激励总股数的比值作为激励范围的替代衡量方式, 记作 *STAFF*。交乘项 *SI*×*STAFF* 的含义是扩大员工持股范围能够在多大程度上促进企业创新。最后, 在业绩型股权激励的实施方案中, 激励差距的测定使用管理层激励强度与核心员工激励强度的差距, 记作 *DIFF*。具体参考郭蕾等 (2019)^[18] 的方法, 计算公式为 $DIFF = (\text{管理层激励股数} / \text{管理层人数}) - (\text{核心员工激励股数} / \text{核心员工人数})$ 。由此构建模型 (2) 至模型 (5), 用于探究业绩型股权制度设计差异对企业创新的影响。

$$PATENTS_{it} = \beta_0 + \beta_1 SI_{it} \times PERIOD_{it} + \sum \gamma CONTROLS_{it} + \tau_t + \sigma_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$PATENTS_{it} = \beta_0 + \beta_1 SI_{it} \times RANGE_{it} + \sum \gamma CONTROLS_{it} + \tau_t + \sigma_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$PATENTS_{it} = \beta_0 + \beta_1 SI_{it} \times STAFF_{it} + \sum \gamma CONTROLS_{it} + \tau_t + \sigma_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$PATENTS_{it} = \beta_0 + \beta_1 SI_{it} \times DIFF_{it} + \sum \gamma CONTROLS_{it} + \tau_t + \sigma_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(三) 控制变量

参考既有研究, 本文控制变量的选择考虑企业的财务绩效、公司治理状况以及一些企业基本情况。具体为企业规模 *SIZE*、资产负债率 *LEV*、固定资产密集度 *TANG*、董事会规模 *BOARD*、独立董事占比 *DIRECT*、盈利能力 *ROA*、产权性质 *SOE*。控制变量的

定义与说明见表 1。

表 1 控制变量的定义与说明

变量	简称	含义
企业规模	<i>SIZE</i>	公司年末总资产的自然对数
资产负债率	<i>LEV</i>	年末负债总额/年末资产总数
固定资产密集度	<i>TANG</i>	年末固定资产/总资产
董事会规模	<i>BOARD</i>	(董事会总人数+1) 的自然对数
独立董事占比	<i>DIRECT</i>	独立董事人数除以董事会总人数
盈利能力	<i>ROA</i>	净利润除以总资产
产权性质	<i>SOE</i>	国企取值为 1, 否则为 0

四、实证结果

(一) 描述性统计

表 2 展示主要变量的描述性统计结果, 总观察值是 586 个。样本企业创新的 *PATENTS* 的对数均值为 2.732 5, 标准差为 1.501 9, 表明医疗器械上市公司之间的企业创新存在较大差距; 最大值为 6.167 5, 表示医疗器械上市公司的创新专利申请数量仍有较大幅度的上升空间。业绩型股权激励变量 *SI* 为 0-1 变量, 平均数为 0.336 8, 表明在约三分之一样本观察值处于业绩型股权激励期间。其他变量的描述性统计值已列于表 2 中。

表 2 变量的描述性统计

VARIABLE	OBS	MEAN	STD. DEV.	MIN	MAX
<i>PATENTS</i>	475	2.732 5	1.501 9	0.000 0	6.167 5
<i>SI</i>	475	0.336 8	0.473 1	0.000 0	1.000 0
<i>PERIOD</i>	475	0.631 1	1.582 2	0.000 0	7.000 0
<i>SIZE</i>	475	7.565 7	0.817 0	5.831 9	10.413 5
<i>LEV</i>	475	0.262 6	0.161 6	0.021 9	0.791 8
<i>TANG</i>	475	0.158 0	0.100 4	0.001 9	0.556 6
<i>BOARD</i>	475	2.220 8	0.146 4	1.791 8	2.772 6
<i>DIRECT</i>	475	0.375 2	0.055 5	0.285 7	0.600 0
<i>ROA</i>	475	0.078 4	0.085 1	-0.427 0	0.541 5
<i>SOE</i>	475	0.101 1	0.301 7	0.000 0	1.000 0

(二) 回归分析

表 3 是回归结果。其中, 列 (1) 使用模型 (1) 检验业绩型股权激励是否会影响企业创新。结果表明, 业绩型股权激励的代理变量 *SI* 的相关系数为 0.404, 并在 1% 的水平上显著, 这意味着业绩型股

权激励能够提高企业创新。假设 1a 得到验证。控制变量的结果反映企业规模、资产负债率、固定资产密集度的回归系数均为正数，表明企业规模越大，企业创新越强。更大规模的企业通常具有更为充足的资源，同时具有更为充裕的现金流也能进一步支撑企业的创新活动。相应地，更加规范的公司治理能够遏制“投机”行为和“搭便车”行为。这些都是有利于企业创新的关键因素。

表 3 基础回归结果

	PATENT
SI	0.404 *** (2.73)
SIZE	0.814 *** (9.10)
LEV	0.985 ** (2.26)
TANG	0.301 (0.50)
BOARD	-1.571 *** (-2.88)
DIRECT	-4.031 *** (-2.77)
ROA	1.263 (1.64)
SOE	0.872 *** (3.95)
_CONS	0.965 (0.56)
FIXED EFFECT	控制
N	475

注：*、**、***表示在 10%、5%、1%的水平上显著，以下相同。

(三) 激励方案差异

表 4 报告业绩型股权激励范围与激励差异对企业创新的影响。其中，列 (2) 使用模型 (2) 检验业绩型股权激励的行权期限对企业创新的影响作用。结果表明， $SI \times$ 行权期限 $PERIOD$ 显著为正，系数是 0.101。这意味着业绩型股权激励的行权期限正向影响企业创新。当实施较长期限的业绩型股权激励时，会使得激励对象与企业之间的利益更为趋同，管理层更加重视企业的研发活动，研发人员也更加有动力提高研发效率，最终促进企业创新的提高。列 (3) 是使用模型 (3) 的回归结果。其中，变量 $SI \times RANGE$ 的系数显著为正，值为 0.396，表明业绩型股权激励的范围越广，对企业创新的提升效果越强。列 (4) 是使用模型 (4) 回归的结果。其中，变量 $SI \times$

$STAFF$ 的系数显著为正，值为 0.304，表明在业绩型股权激励中，员工持股计划能够进一步提高企业创新。列 (5) 是使用模型 (5) 的回归结果。从回归结果可以看出， $SI \times DIFF$ 的系数显著为正，值为 0.114，表明业绩型股权激励差距对企业创新具有积极作用。上述回归结果对假设 2 提供了支持，业绩型股权激励实施的期限越长、激励范围越广、激励差异越大，对企业创新的促进作用越强。因此，业绩型股权激励方案的设计应当考虑多个因素，才能设计出适合企业的激励方案，取得更好的创新激励效果。

表 4 业绩型股权激励方案差异对企业创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	PATENTS	PATENTS	PATENTS	PATENTS
SI	0.521 *** (3.71)	0.396 *** (3.43)	0.423 *** (3.51)	0.418 *** (2.82)
$SI \times PERIOD$	0.104 ** (2.07)			
$SI \times RANGE$		0.233 * (1.93)		
$SI \times STAFF$			0.304 ** (2.01)	
$SI \times DIFF$				0.114 * (1.76)
CONTROLS	控制	控制	控制	控制
FIXED EFFECT	控制	控制	控制	控制
N	475	475	451	451

(四) 稳健性检验

1. 倾向得分匹配。

为缓解企业实施股权激励计划可能存在的自选择问题，使用倾向得分匹配方法控制研究样本的自选择偏差。具体匹配规则参考孟庆斌等 (2019)^[5]的方法，使用企业股权激励计划实施前一年的控制变量为协变量，并在此基础上增加专利申请数量、股票年收益率、账面市值比三个协变量，通过 Logit 模型估计企业实施股权激励计划的可能性得分，其后采用一比一，有放回的近邻匹配方法，并剔除不满足共同支撑假设的样本。最后，再应用经过倾向得分匹配后的样本重新对前述模型进行回归检验。表 5 报告使用倾向得分匹配处理后的回归结果，其中主要变量的显著性与系数方向均与主检验保持一致，表明该结论较为稳健。

表5 使用倾向得分匹配处理后的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>PATENTS</i>	<i>PATENTS</i>	<i>PATENTS</i>	<i>PATENTS</i>	<i>PATENTS</i>
<i>SI</i>	0.380*** (2.88)	0.440*** (3.24)	0.401*** (3.47)	0.379*** (3.66)	0.410*** (2.84)
<i>SI</i> × <i>PERIOD</i>		0.146** (2.39)			
<i>SI</i> × <i>RANGE</i>			0.204* (1.95)		
<i>SI</i> × <i>STAFF</i>				0.310** (2.07)	
<i>SI</i> × <i>DIFF</i>					0.090* (1.70)
<i>CONTROLS</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>FIXED EFFECT</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	368	368	368	368	368

2. 工具变量法。

股权激励可以促进企业创新产出，但也可能更具有创新意向的企业倾向于实施股权激励计划，在原有的回归中难以捕捉这些潜在变量的影响，存在一定的内生性问题。为此，使用工具变量的方法缓解内生性问题。具体而言，首先计算同年度同省份其他行业实施股权激励企业数量的对数 *NUM* 并将其作为工具变量。理论上，由于同省份企业的地理位置较近，在业绩型股权激励实施上可能存在模仿行为。在这种情况下，同省份其他企业的业绩型股权激励实施情况可能会对本企业的股权激励造成影响。与此同时，非同行业企业之间所属技术领域差异较大，从而避免其对本

企业创新产出的直接影响。表6列(1)报告了工具变量一阶段回归后的结果，其后是报告使用工具变量法处理后的二阶段回归结果。结果表明，所关注的关键变量的系数和显著性水平都保持一致，进一步说明模型的设定是可靠的。此外，为了进一步验证工具变量的有效性，本文采用多种统计检验进行评判。首先，在工具变量识别不足的检验中，Kleibergen-Paap rk LM 统计量 16.19，在1%的水平上显著拒绝工具变量识别不足的原假设。其次，在工具变量弱识别的检验中，Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量 24.13 大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10%水平上的临界值，表明选取的工具变量具有合理性。

表6 使用工具变量法处理后的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>SI</i>	<i>PATENTS</i>	<i>PATENTS</i>	<i>PATENTS</i>	<i>PATENTS</i>	<i>PATENTS</i>
<i>NUM</i>	0.074*** (2.92)					
<i>SI</i>		0.409*** (2.69)	0.334*** (2.93)	0.379*** (3.40)	0.417*** (3.57)	0.425*** (2.80)
<i>SI</i> × <i>PERIOD</i>			0.091** (2.38)			
<i>SI</i> × <i>RANGE</i>				0.228* (1.92)		
<i>SI</i> × <i>STAFF</i>					0.315** (1.976)	
<i>SI</i> × <i>DIFF</i>						0.118* (1.83)
<i>CONTROLS</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>FIXED EFFECT</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	475	475	475	475	451	451

3. 被解释变量调整。

先前的结果表明，业绩型股权激励能够促进企业创新。然而，一种潜在的可能是并非由业绩型股权激励导致企业创新水平的提高，而是具有较高创新水平的企业同时愿意推进股权激励，其中暗含的反向因果关系可能致使原有的假设判断存在内生性

问题。为缓解这一内生性问题，对被解释变量专利申请数进行均值处理，即将当年的专利申请数调整为未来三年的专利申请数均值 $F_PATENTS$ 。表 7 的结果表明，在对被解释变量进行调整的情况下，核心变量的系数和显著性均未发生明显改变，原假设得到进一步支持。

表 7 被解释变量滞后的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$F_PATENTS$	$F_PATENTS$	$F_PATENTS$	$F_PATENTS$	$F_PATENTS$
SI	0.365 *** (2.67)	0.302 *** (2.57)	0.381 *** (3.39)	0.435 *** (3.39)	0.419 *** (2.942)
$SI \times PERIOD$		0.085 ** (2.44)			
$SI \times RANGE$			0.233 ** (2.00)		
$SI \times STAFF$				0.311 ** (2.05)	
$SI \times DIFF$					0.120 * (1.833)
$CONTROLS$	控制	控制	控制	控制	控制
$FIXED EFFECT$	控制	控制	控制	控制	控制
N	475	475	475	451	451

五、情境差异的进一步研究

企业一些短期难以改变的特征同样也会形成不同的情境差异，并致使业绩型股权激励对企业创新的作用产生较大异质性。进一步将股权集中度、管理层薪酬差距以及企业生命周期等企业典型特征所带来的情境差异纳入本文的研究范围，可以更好地理解企业特征造成的情境差异是如何影响业绩型股权激励对企业创新的作用，进而帮助企业建立与其情境相匹配的激励制度。

(一) 股权集中度

企业股东和管理层之间的利益冲突会影响股权激励实施的效果。已有研究表明，企业股权集中度是影响业绩型股权激励效果的关键因素。当股权集中度较低时，外部股东治理机制难以真正有效地发挥作用(李维安和李汉军, 2006^[20])。管理层可能为谋取个人利益而做出一些不利于企业提高创新的决策，第一类代理问题较为突出。在这种情况下，业绩型股权激励可能有利于扭转管理层与股东的利益偏离的局面。但相反的观点认为，此时股权激励机制的建立更容易受到管理层意志的影响，业绩型股权激励容易沦为管

理层攫取利益的手段。对应的是，当企业股权集中度较高时，则意味着大股东对企业具有较强的控制力度，此时企业更容易面临第二类代理问题，大股东“掏空”企业的意愿增强(余明桂和夏新平, 2004^[21])。在这种情况下，业绩型股权激励政策更有可能在大股东的合理规范下，减少管理层短视行为，并进一步增强管理层的工作努力程度。对此，需要进一步检验股权集中度如何影响业绩型股权激励对企业创新的作用。具体的方法如下：首先使用前十大股东占总股本的持股比例衡量上市公司的股权集中度，并与全样本均值进行对比。若前十大股东持股比例超过均值时，为高股权集中度组；若前十大股东持股比例小于均值时，为低股权集中度组。表 8 的结果表明，在高股权集中度组中，变量 SI 的显著性明显高于低股权集中度组。为确保结果的稳健性，进一步对变量 SI 进行组间系数差异检验(suset)。具体而言，首先分别对两组样本去除个体效应后分别进行回归，并使用似不相关估计，其后检验变量之间的组间差异。结果表明，变量 SI 差异的 P 值在 1% 的水平上显著。可以有把握地判断两组变量的系数存在显著差异。这意味着，在股权集中度较高

的情境下，业绩型股权激励对企业创新具有更大的促进作用，其余变量的组间系数检验未呈现显著差异。但无论是在高股权集中度组，还是在低股权集中度组，增加激励期限、扩大激励范围和增大激励差异均会对企业创新产生促进作用，这进一步凸显股权激励制度设计的重要性。

表 8 股权集中度异质性

	(1)	(2)
	<i>PATENTS</i>	<i>PATENTS</i>
	高股权集中度组	低股权集中度组
<i>SI</i>	0.322 *** (2.75)	0.142 * (1.74)
<i>SI×PERIOD</i>	0.124 ** (2.24)	0.113 ** (2.32)
<i>SI×RANGE</i>	0.210 * (1.87)	0.213 * (1.86)
<i>SI×STAFF</i>	0.300 * (1.98)	0.311 * (2.11)
<i>SI×DIFF</i>	0.104 * (1.68)	0.100 * (1.67)
<i>CONTROLS</i>	控制	控制
<i>FIXED EFFECT</i>	控制	控制
<i>N</i>	226	225

注：为节省篇幅，控制变量结果已省略，留表备索，下同。

(二) 管理层薪酬差距

身处不同情境下的管理层会运用不同的管理方式，进而对企业创新存在不同的影响（王雪莉，2013^[22]；孟庆斌等，2019^[5]；Buylt 等，2021^[23]；李莉等，2022^[24]）。管理层薪酬差异塑造管理层不同的收入结构，不仅会显著影响企业的战略决策，同时也是影响业绩型股权激励结果的重要因素。社会比较理论认为管理层较高的薪酬差异会降低相互之间合作研究的意愿，而较低的管理层薪酬差异会使得管理层之间相处更为融洽，有助于增加团队的凝聚力。企业的创新活动通常具有较高的风险，尤其是对于先进技术而言，创新失败的概率高。一些研究也发现高科技企业高管间薪酬差距的拉大不利于合作，降低企业创新绩效（李绍龙等，2012^[25]）。在此情境下，团结一致的管理层容易做出更具冒险性的创新决策，进而会促进企业的创新绩效。

管理层薪酬差距的影响通过以下方法进行测度：计算薪酬最高的前三名管理者薪资占扣除前三名管理者薪资管理层总薪资比例，若该值高于均值，则将其分为高薪酬差距组；否则将其分为低薪酬差距组。具

体回归结果如表 9 所示。变量 *SI* 在高薪酬差距组和低薪酬差距组均在 1% 的水平上保持显著，这意味着，业绩型股权激励无论是在高薪酬差距组还是在低薪酬差距组都能够发挥作用，对其进行的组间差异检验（*suset*）表示高薪酬差距的系数值小于低薪酬差距组（ $P < 0.01$ ）。同时，对于激励期限 *PERIOD* 而言，高薪酬差距组系数值小于低薪酬差距组（ $P < 0.05$ ）。原因在于，管理层较高的薪酬差异会降低相互之间合作研究的意愿，不利于高管团队的团结。过长的股权激励期限意味着收益可能需要较长时间才能变现，缺乏团结的高管团队可能对于未来实现业绩的希望并不乐观。因此，在股权激励期限上表现出组间差异，这进一步强调管理层合作的重要性。此外，在不同的管理层薪酬差距下，激励范围和激励差异对企业创新均会发挥显著作用。综合上述结果，为促进业绩型股权激励对企业创新的提高作用，企业应当控制管理层薪酬差距，增强管理层团队凝聚力。

表 9 管理层薪酬差距对企业创新的影响

	(1)	(2)
	<i>PATENTS</i>	<i>PATENTS</i>
	高薪酬差距组	低薪酬差距组
<i>SI</i>	0.148 *** (2.64)	0.237 *** (3.19)
<i>SI×PERIOD</i>	0.089 ** (2.36)	0.095 *** (2.51)
<i>SI×RANGE</i>	0.231 ** (1.99)	0.242 ** (2.05)
<i>SI×STAFF</i>	0.325 * (1.96)	0.337 ** (2.01)
<i>SI×DIFF</i>	0.122 * (1.84)	0.122 * (1.77)
<i>CONTROLS</i>	控制	控制
<i>FIXED EFFECT</i>	控制	控制
<i>N</i>	226	225

(三) 企业生命周期

创新激励需要企业对自身所拥有的创新资源、企业成长情境进行综合评估后做出决策。处于不同生命周期阶段的企业有着不同的资源禀赋、能力、目标和战略，在这种情况下，业绩型股权激励对企业创新的影响可能存在阶段性差异。处于成长期的企业面临激烈的市场竞争，对技术和产品创新有很强烈的需求（Dickinson，2011^[26]）。此时，业绩型股权激励能够提高企业财务业绩表现，更利于管理层做出企业创新

发展的决策。然而，相对于处于成熟期的企业而言，成长型企业的盈利模式尚未成熟，经营风险较高，创新活动难以获得足够的资源支持，面临着较高的失败风险，股权激励更容易使管理层偏向业绩目标。因此，业绩型股权激励对成长期企业的创新促进作用弱于成熟期的企业。处于成熟期的企业经营状况趋于稳定，盈利能力达到顶峰，资金储备丰厚，企业创新具有充足的资源支持，创新失败的风险较低。在此情况下，业绩型股权激励对成熟期企业创新的推动作用达到最高。而当企业进入衰退期后，企业的成长能力和利润水平恶化，面临着严峻的生存危机。在优胜劣汰的重压之下，企业需要通过积极的创新活动来重塑竞争能力，寻求新的业务领域和发展机会（Kadan 和 Swinkels, 2008^[27]；Habib 和 Hasan, 2019^[28]；程新生和王向前, 2023^[29]）。

企业生命周期的判断标准参考之前的研究选择现金流法，即不同的现金流特征意味着企业处于不同的生命周期阶段。具体而言，依据投资活动产生的现金流净值、筹资活动产生的现金流净值和经营活动产生的现金流净值的正负将企业划分为成长期、成熟期和衰退期三个阶段。首先，当企业投资活动的现金流净值高于其他现金流净值时，则将该企业划分为衰退期组；其次，在其他企业中，若其经营活动产生的现金流净值显著大于其他现金流净值，则将该企业划分为成熟期组；最后，剩余企业则划分为成长期。表 10 报告回归结果，表明处于成长期的企业和成熟期的企业，业绩型股权激励能够显著增强企业创新。此外，虽然业绩型股权激励也能够增强衰退期企业的创新，但在组间差异检验中，衰退期企业 *SI* 的回归系数小于成长期企业 *SI* 的系数 ($P < 0.01$) 和成熟期企业 *SI* 的系数 ($P < 0.01$)。这意味着，业绩型股权激励对处于成长期和成熟期的企业更有作用，而对于衰退期的企业作用相对较小。股权激励差异的系数在成熟期组与衰退期组企业中均不显著。事实上，企业处于成长期通常也伴随着企业的高速发展，股权激励差异能够较好地调动企业成员的积极性；而处于成熟期和衰退期的企业，其经营模式已经成熟，获得稳定收益的心理发挥主导作用，继而减弱股权激励差异对企业成员创新意愿的激励作用。此外，对激励期限和激励范围的分组回归结果也表明，无论是在成长期、成熟期还是在衰退期的企业，股权激励的制度设计差异会影响企业未来的创新表现。

表 10 生命周期异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>PATENTS</i>	<i>PATENTS</i>	<i>PATENTS</i>
	成长期组	成熟期组	衰退期组
<i>SI</i>	0.135 *** (3.14)	0.182 *** (3.53)	0.124 ** (2.05)
<i>SI</i> × <i>PERIOD</i>	0.090 ** (2.50)	0.111 ** (2.39)	0.114 ** (2.33)
<i>SI</i> × <i>RANGE</i>	0.241 * (1.92)	0.234 * (1.93)	0.219 * (1.78)
<i>SI</i> × <i>STAFF</i>	0.292 ** (2.02)	0.311 ** (2.33)	0.299 * (1.91)
<i>SI</i> × <i>DIFF</i>	0.114 * (1.82)	0.106 (1.69)	0.100 (1.66)
<i>CONTROLS</i>	控制	控制	控制
<i>FIXED EFFECT</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	155	208	80

六、研究结论

本文使用 2010—2021 年医疗器械生产企业的业绩型股权激励数据，开展实证研究。结果发现，业绩型股权激励的实施能够促使激励对象与企业利益趋同，进而增强企业创新水平。股权激励在适度的范围内，对企业创新的影响更有效。一方面，覆盖核心员工的权益，体现激励的公平性，让更多的核心员工分享企业成长的收益；另一方面，在扩大业绩型股权激励范围的同时保持相应的股权激励阶梯差距，实现更多的人员激励覆盖，避免“搭便车”行为，能够提高企业创新水平。此外，业绩型股权激励的行权期限越长，对企业创新的提升效果越显著。进一步研究发现，在股权集中度较高的企业中，业绩型股权激励可以发挥更高激励效果。原因在于，在较高的股权集中度下，业绩型股权激励的设计更容易受大股东的影响，激励机制更为合理，更能够提升企业创新绩效。较低的股权集中度可能致使管理层权力过大，其业绩型股权激励更容易受管理层的影响，有更高的福利特征，激励效果相对较弱。此外，管理层薪酬对业绩型股权激励的实施存在较强的影响，管理层内部存在较大的薪酬差异不利于发挥业绩型股权激励的作用。最后，对企业生命周期的研究表明，随着企业生命周期从成长期、成熟期再到衰退期，业绩型股权激励对企业创新的促进效果呈现先上升再下降的趋势。

本文的结论表明，业绩型股权激励能够有效激励管理层实现业绩目标，也能激励管理层从企业长远价

值出发,致力于提升企业创新。情境差异会对业绩型股权激励产生重要影响,因此股权激励应保持相机演变,从而更好地发挥其激励作用。与此同时,企业在设置业绩型股权激励制度时,应当考虑股权行权期限。过短的行权期限难以起到应有的激励效果,并且可能导致管理层为追求短期业绩而削减研发支出,损害企业长期创新。因此,设置较长的股权行权期限是

更好的选择。此外,设置业绩型股权激励机制和条款的时候,应当考虑公司管理层薪酬差距的制定、股权激励范围的选择、股权激励差距的安排、不同生命周期的作用和股权集中度的安排。业绩型股权激励只有结合具体的情境条件,注重与其他管理控制工具相结合,才能合理地制定业绩型股权激励政策和计划,有效推进企业创新发展。

参考文献

- [1] 陈运佳,吕长江,黄海杰,丁慧.上市公司为什么选择员工持股计划?——基于市值管理的证据[J].会计研究,2020(5):91-103.
- [2] 郑志刚,雍红艳,黄继承.员工持股计划的实施动机:激励还是防御[J].中国工业经济,2021(3):118-134.
- [3] 陈文哲,石宁,梁琪,郝项超.股权激励模式选择之谜——基于股东与激励对象之间博弈分析[J].南开管理评论,2021(1):189-203.
- [4] 刘宝华,王雷.业绩型股权激励、行权限制和企业创新[J].南开管理评论,2018(1):17-27.
- [5] 孟庆斌,李昕宇,张鹏.员工持股计划能够促进企业创新吗?基于企业员工视角的经验证据[J].管理世界,2019(1):209-225.
- [6] 解维敏,张恒鑫.自主创新还是技术引进:业绩型股权激励与企业创新策略[J].系统工程理论与实践,2023(1):36-57.
- [7] 肖星,陈婵.激励水平、约束机制与上市公司股权激励计划[J].南开管理评论,2013(1):24-32.
- [8] 谢德仁,陈运森.业绩型股权激励、行权业绩条件与股东财富增长[J].金融研究,2010(2):99-114.
- [9] Bettis C, Bizjak J, Coles J, Kalpathy S. Performance-vesting Provisions in Executive Compensation [J]. Journal of Accounting and Economics, 2018, 42 (1): 194-221.
- [10] 田轩,孟清扬.股权激励计划能促进企业创新吗[J].南开管理评论,2018(3):176-190.
- [11] Hochberg Y, Lindsey L. Incentives, Targeting, and Firm Performance: An Analysis of Non-executive Stock Options [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23 (11): 4148-4186.
- [12] Fang H, Nofsinger J, Quan J. The Effects of Employee Stock Option Plans on Operating Performance in Chinese Firms [J]. Journal of Banking and Finance, 2015, 37 (5): 141-159.
- [13] Chang X, Fu K, Low A, Zhang W. Non-executive Employee Stock Options and Corporate Innovation [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115 (1): 168-188.
- [14] 石琦,肖淑芳,吴佳颖.股票期权及其要素设计与企业创新产出——基于风险承担与业绩激励效应的研究[J].南开管理评论,2020(2):27-38.
- [15] 陈冬华,范从来,沈永建.高管与员工:激励有效性之比较与互动[J].管理世界,2015(5):160-171.
- [16] Kim E H, Ouimet P. Broad-based Employee Stock Ownership: Motives and Outcomes [J]. Journal of Finance, 2014, 69 (3): 1273-1319.
- [17] 黄群慧,余菁,王欣,邵婧婷.新时期中国员工持股制度研究[J].中国工业经济,2014(7):5-16.
- [18] 郭蕾,肖淑芳,李雪婧,李维维.非高管员工股权激励与创新产出——基于中国上市高科技企业的经验证据[J].会计研究,2019(7):59-67.
- [19] 周冬华,黄佳,赵玉洁.员工持股计划与企业创新[J].会计研究,2019(3):63-70.
- [20] 李维安,李汉军.股权结构、高管持股与公司绩效——来自民营上市公司的证据[J].南开管理评论,2006(5):4-10.
- [21] 余明桂,夏新平.控股股东、代理问题与关联交易:对中国上市公司的实证研究[J].南开管理评论,2004(6):33-38.
- [22] 王雪莉,马琳,王艳丽.高管团队职能背景对企业绩效的影响:以中国信息技术行业上市公司为例[J].南开管理评论,2013(4):80-93.
- [23] Buylt B, Hendriks W. Top Management Team Functional Diversity and Firm Performance: The Moderating Role of CEO Characteristic [J]. Journal of Management Studies, 2021, 48 (1): 151-177.
- [24] 李莉,程昱,王向前,徐晓丹,程新生.绩效反馈与企业产研销投资分配决策——基于管理层心理认知视角[J].会计研究,2022(10):844-863.
- [25] 李绍龙,龙立荣,贺伟.高管团队薪酬差异与企业绩效关系研究:行业特征的跨层调节作用[J].南开管理评论,2012(4):55-65.
- [26] Dickinson V. Cash Flow Patterns as a Proxy for Firm Life Cycle [J]. The Accounting Review, 2011, 86 (6): 1969-1994.
- [27] Kadan O, Swinkels J M. Stocks or Options? Moral Hazard, Firm Viability, and the Design of Compensation Contracts [J]. The Review of Financial Studies, 2008, 21 (1): 451-482.
- [28] Habib A, Hasan M M. Corporate Life Cycle Research in Accounting, Finance and Corporate Governance: A Survey, and Directions for Future Research [J]. International Review of Financial Analysis, 2019, 61 (3): 188-201.
- [29] 程新生,王向前.技术并购与再创新——来自中国上市公司的证据[J].中国工业经济,2023(4):156-173.

(学术顾问:梁上坤,责任编辑:张安平)

关税传递、进口需求弹性与进口品价格

——基于制造业的行业分析

Tariff Pass-through, Import Demand Elasticity and Import Price:
Research on Manufacturing Industry

徐 赟 欧阳远芬

XU Yun OUYANG Yuan-fen

[摘要] 本文将国民经济行业分类与海关协调制度产品代码进行匹配,以按照国民经济行业分类标准集结的关税、进口价格和进口需求弹性数据为基础,分析进口需求弹性在关税进口价格传递中的作用,并进一步探讨国际竞争因素如何影响进口需求弹性对关税进口价格传递效应的调节作用。实证研究表明:进口需求弹性对关税的进口价格传递具有促进作用,即在进口需求弹性越大的行业,关税进口价格传递效应越显著;国际竞争因素削弱了进口需求弹性对关税进口价格传递的促进作用,进口广度增加,贸易伙伴国数目越多,进口商品的市场竞争越活跃,同时中国进口贸易占全球贸易份额越大,中国进口商国际市场定价能力越强,关税对人民币进口价格传递程度越弱,关税调整的红利都将越多传导给国内市场;此外,关税的进口价格传递效应呈现显著的工业差异性。

[关键词] 关税传递 进口需求弹性 进口价格 国际竞争

[中图分类号] F740 F745 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 09-0083-12

Abstract: This paper matches the National Economic Industrial Classification with the product code of the customs coordination system. Based on the tariff, import price, and import demand elasticity data aggregated according to the National Economic Industrial Classification, this paper analyzes the impact of import demand elasticity on tariff pass-through to import price, and further discusses how international competition factors affect the role of import demand elasticity on tariff pass-through. Our empirical study shows that the import demand elasticity promotes the tariff pass-through to import price, that is, the greater the elasticity of import demand, the larger the degree of tariff pass-through to import price. International competition factors weaken the promoting effect of import demand elasticity on tariff pass-through. With the increase of the number of trading partners, the market of imported goods becomes more competitive. At the same time, the greater the share of China's import volume in global import, the stronger the market power of China's importers in the international market, the smaller the degree of tariff pass-through to RMB import price, and the more benefit of tariff adjustment will be transmitted to the domestic market. In addition, the tariff pass-through to import price presents significant industrial heterogeneity.

Key words: Tariff pass-through Import demand elasticity Import price International competition

[收稿日期] 2023-01-10

[作者简介] 徐赟,女,1976年5月生,中央财经大学创新发展学院讲师,研究方向为国际贸易;欧阳远芬,女,1975年4月生,中央财经大学创新发展学院教授,博士生导师,研究方向为国际金融。本文通讯作者为欧阳远芬,联系方式为 AliceOuyang@cufe.edu.cn。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

20世纪90年代以来,中国实施了以削减关税和降低非关税壁垒为主要内容的贸易开放改革,简单平均关税从1996年的23.7%下降至2018年的9.65%,降幅高达60%。关税的显著削减带来贸易的快速发展,中国进口贸易额由1996年的1.15万亿元人民币增至2018年的14.1万亿元人民币,贸易额增长了12.3倍。党的十八大以来,关税税率调整从侧重稳定规模向优化结构转变,从保障生产向生产与消费并重转变,从注重保护国内市场向充分利用国内、国际两个市场、两种资源、两套规则转变。但当今世界正经历百年未有之大变局,在中国经济发展的比较优势逐渐从廉价劳动力转向以资本、技术为主的同时,我国制造业也面临着发达国家“高端回流”和发展中国家“中低端分流”双向挤压的严峻压力。为此,党的二十大提出,要贯彻新发展理念,加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。关税调控了国内和国际两个市场的商品价差,通过价格引导作用可以调节国内资源配置,进而影响贸易结构优化升级和宏观经济发展。关税的价格传递效应反映了关税变化所引起的贸易产品价格变化,是关税调节生产和消费的微观基础,也是应对外部市场不确定性,维持国内价格相对稳定的重要途径。关税的进口价格传递具有行业特定性,产品特性、生产技术、消费者偏好等因素都会导致不同行业的传递系数存在较大差距。因此,全面掌握关税对中国进口贸易的影响特征,精准识别中国关税进口价格传递效应,可为促进经济高质量发展提供坚实的外贸建设着力点。

本文首先以关税传递为研究对象,讨论进口国关税调整对进口价格的影响。其次重点关注需求因素,以进口需求弹性衡量消费者偏好,分析行业进口需求弹性在关税进口价格传递中的作用,即进口需求弹性是否对关税传递存在阻碍或促进作用。此外,进口需求弹性通过影响国内需求对进口产品价格波动的反应程度,引起关税进口价格传递的行业差异,但进口商品的国际竞争状况也会改变外国出口企业与本国进口企业的价格博弈,进而影响关税进口价格传递作用的发挥,因此本文进一步探讨国际竞争因素调节进口需求弹性对关税进口价格传递的边际效应。最后,本文

还将制造业分为中间投入品、资本品和消费品行业,进行行业异质性分析。通过对1996—2018年中国关税的人民币进口价格传递效应的研究,本文主要贡献和结论如下:(1)研究内容上,将国民经济行业(GB)分类与海关协调制度产品代码进行匹配,以按照国民经济行业分类标准集结的关税、进口价格和进口需求弹性数据为基础,探讨进口需求弹性是否影响关税的进口价格传递效应,并拓展关于国际竞争因素是否以及如何影响进口需求弹性对关税进口价格传递边际效应的分析。(2)研究结论上,进口需求弹性对关税的进口价格传递具有促进作用,即在进口需求弹性越大的行业,关税进口价格传递效应越强。同时,国际竞争因素削弱了进口需求弹性对关税进口价格传递的促进作用。此外,关税的人民币进口价格传递效应呈现显著的行业差异性。(3)应用前景上,本文通过行业层面的研究结果揭示了由关税削减所引起的不同行业进口价格变动在程度上的差异,以及影响这些差异的经济因素,为今后中国结合自身发展及外部国际经济环境,合理利用关税政策,应对日益增加的外部市场不确定性,维持进口价格的相对稳定,助力扩大内需,促进开放福利惠及于国内产业升级提供有效的实证研究基础。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分为文献综述;第三部分为模型设置;第四部分为数据说明与分析;第五部分为模型回归结果与分析;第六部分为结论与政策启示。

二、文献综述

自外国出口企业发出货物,本国进口商完成进口审批与缴纳关税,至国内消费者购买产品,一国货物贸易根据产品流转环节的不同,整个流程涉及多个产品价格。外国出口企业依据其生产成本与市场需求,结合进口国关税等贸易政策决定其产品售价。本国进口商根据其进口成本、国内同类产品的竞争状况和国内市场对进口商品的需求程度,决定该产品的国内售价。进口国关税一般由外国出口企业、本国进口商、国内同类企业和国内消费者共同承担。关税对不同阶段产品价格的影响表现出不同特征,相应地,就关税价格效应的研究,学者们也区分不同价格进行了各有侧重的探讨。在相关研究中,关税吸收、关税传递或传导被用于描述同一个问题的不同阶段。

进口国关税的调整影响外国出口企业的产品售价,这一价格效应称为关税吸收。例如,Feenstra (1989)^[1]以垄断条件下出口厂商利润最大化模型为理论基础,实证得出20世纪80年代美国从日本汽车进口的关税调整中,大约40%的关税波动被日本出口企业所吸收。进口国关税削减所引致的进口需求上涨,有助于外国出口企业将部分关税削减吸收为自身产品价格上涨;相反地,进口国加征关税,该国进口需求下降,为保证既定的销售规模,外国出口商有意愿将增加的关税部分转化为自身产品价格下调,降低产品售价以稳定市场份额。在特殊情形下,甚至可能出现贸易大国在加征进口关税时,外国出口企业的价格降幅超过关税增幅,使得进口品国内售价不升反降,导致关税没有发挥保护国内产业的作用,这种现象被称为“梅茨勒悖论”(Metzler, 1949^[2])。另外,Amiti和Khandelwal (2013)^[3]、Fan等(2015)^[4]的研究还发现关税吸收与市场结构存在关联性,进口国关税减让会加强出口国国内市场的竞争,促使出口企业提高产品质量和价格。Ludema和Yu (2016)^[5]也证实1997—1998年间美国出口企业在面对外国关税削减时,出口企业提升其产品质量和价格,甚至出现产品售价提高的幅度超过进口国关税削减幅度的现象,进而导致进口国进口价格上升,即关税的超额吸收,这种现象也被称为“准梅茨勒悖论”(Quasi-Meltzer paradox)。

另一方面,进口国的关税调整可能会对该国进口价格和国内消费价格产生不同影响,前一价格效应被称为关税传递,而后者在文献中往往被解释为关税传导。关税的不完全传递或传导是指关税削减只有一部分传递到进口产品价格或国内消费者价格。Amiti和Konings (2007)^[6]将贸易品分为最终产品和中间投入品,从中间投入品拓展了研究视角,发现关税的调整引起最终产品和中间投入品价格的不同变化。Yu (2011)^[7]研究了市场结构对关税传递的影响,发现关税传递与进口企业对上游市场的控制力呈正相关,与其对下游市场的控制力呈负相关。Amiti等(2019)^[8]讨论2018年前9个月美国加征中国出口产品关税对美国经济的短期影响,指出加征关税导致相关产品价格上升的幅度约在10%~30%之间,其中大部分关税被美国进口商和消费者承担。此外,关税削减增强了进口产品对国内同类产品的价格优势,国内

同类企业被迫调整价格以适应新的竞争格局,其价格效应形成两种不同观点:一是关税减让会加剧进口竞争,抑制国内企业成本加成,国内产品相对价格下降,促使消费者转向更多国内产品的消费,进口需求减少,进口产品价格下调,如Tybout (2003)^[9]等;二是进口竞争加剧也有可能促使本国企业提高产品质量和价格,进口关税削减促进本国企业成本加成的提升和国内产品价格的上涨,如Konings等(2005)^[10]。

关税传导主要针对关税调整对国内消费价格的影响,现有文献不仅从行业、地区、企业层面全方位分析关税调整对国内市场价格的影响,更对其传导机制进行深入探讨。如Nicita (2009)^[11]和Marchand (2012)^[12]发现关税调降不仅会导致进口商品的价格下降,还会提高进口商品的种类和数量,加剧国内市场竞争,从而降低国内商品价格。Park等(2006)^[13]认为不断上升的私营部门占比加剧了市场竞争,私营部门通过提高其在国内市场的控制力,将关税减让的福利带给国内消费者。在针对中国关税调整的研究方面,朱晶等(2016)^[14]利用1997—2014年间中国省级面板数据,考察发现从价格传导的视角来看,关税减让显著提升农户的福利水平,且其福利分配效应更偏向于高收入组农户和东部发达地区。Han等(2016)^[15]基于中国城市家庭调查数据,研究了市场结构(特别是私营部门规模)如何影响关税传导,以及这种机制如何影响家庭从贸易自由化中受益的程度。其研究结果表明,中国城市中私营部门的比例与关税传导呈正相关关系,且加入世界贸易组织对中国家庭的平均福利收益估计为7.3%,通过更高水平的私有化产生的福利分配效应有利于穷人。张甜甜和孙浦阳(2019)^[16]从商品的实际市场价格角度检验房地产价格对关税传导效果的实际影响,研究显示房价较高的地区,居民的商品需求弹性较低,导致实际价格受关税影响较小,关税传导机制受到阻碍,即房价上涨会抵消关税下降对国内消费市场的影响。孙浦阳等(2019)^[17]研究认为高铁建设对关税传导不仅存在显著的正向效应,而且对不同地区和不同产品的价格影响存在明显差异。

三、模型设置

本文参照Gagnon和Knetter (1995)^[18]、Mallick和Marques (2008)^[19]的出口企业利润加成模型,假

设本国市场对外国产品的进口需求取决于进口价格，而出口厂商的生产成本取决于出口额与投入品的价格。在关税存在条件下，国外出口厂商利润最大化问题如下：

$$\Pi_i = \text{Max} \left\{ p_i^x q_i \left(\frac{(1+t_i)p_i^x}{e}, Y \right) - C_i \left(q_i \left(\frac{(1+t_i)p_i^x}{e}, w_i \right) \right) \right\}$$

式中， i 表示不同产品； p_i^x 表示产品 i 以外币计价的外国出口厂商价格； q_i 为产品 i 国外出口厂商出口总量； e 为汇率，表示为本国货币的外币价格； t_i 表示产品 i 进口关税税率； Y 为本国总收入； w_i 为外国出口厂商投入品价格。

国外出口厂商的最优定价将由出口企业边际成本与外国产品在本国市场的需求弹性所决定的成本加成共同决定。本币进口价格为外国出口价格与汇率的比值 $p_i^m = p_i^x/e$ ，本币进口价格方程可以表示为：

$$\frac{dp_i^m}{p_i^m} = \alpha_i \frac{de}{e} + \beta_i \frac{dt_i}{t_i} + \theta_i \frac{dMC_i^*}{MC_i^*} + \gamma_i \frac{dY}{Y} \quad (1)$$

式中 MC_i^* 为 i 产品外国出口厂商的边际成本， β_i 为 i 产品进口价格的关税传递系数。

基于上式进口价格决定条件，本文构建如下回归方程以探究关税对我国行业进口价格的传递效应：

$$\ln p_{it}^m = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{Tariff}_{it} + \beta_2 \ln w_{it} + \beta_3 \ln e_{it} + \beta_4 \ln q_{it} + \beta_5 \ln Y_{it} + \beta_6 \text{IND}_{it} + \beta_7 \text{Year}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中， i 表示进口行业； p_{it}^m 为人民币进口价格（不含关税）； tariff_{it} 表示 t 年 i 行业进口关税； w_{it} 为进口行业的生产成本； e_{it} 为间接标价法的人民币汇率，其值增加表示人民币升值； q_{it} 为国内市场中竞争性产品的价格； Y_{it} 为国内对该行业的消费支出规模； ε_{it} 表示估计方程的残差。为避免回归过程中遗漏重要解释变量，在回归中控制行业、年份固定效应，其中行业固定效应 IND_{it} 吸收了关于行业特征对回归的影响，年份固定效应 Year_{it} 吸收了与年份特定相关因素的影响。

根据模型设定，关税进口价格传递程度由 β_1 衡量。当进口国满足小国假设时，该国为国际市场价格的接受者，其进口产品价格为世界价格，进口国关税调整并不会影响该国进口产品价格，关税的进口价格传递系数 β_1 为 0。贸易大国的假设更符合中国国情，中国进口需求将对国际市场和外国出口商的定价行为产生影响。由于价格调整的黏性特征，关税削减将导

致进口商品相对价格下降，国内消费者将更多选择进口产品，国内需求的增长促使进口品价格回调，此时，外国出口商可以选择将部分关税削减红利吸收为自身产品价格上涨，转化为企业利润，因此，我们预期 β_1 显著为负，即随着关税下降，人民币进口价格（不含关税）上调。反之，加征关税将导致进口商品价格相对国内竞争性商品上调，国内消费者将更多选择国内商品。为保持销售规模，外国出口商可能选择将部分加征的关税吸收为自身产品价格下调，降低产品售价以稳定市场份额， β_1 依然为负，即随着关税上升，人民币进口价格（不含关税）下降。由于“准梅茨勒悖论”或者“梅茨勒悖论”现象较为特殊，一般认为进口产品价格提高（下降）幅度低于关税削减（增加）幅度，即 β_1 的绝对值小于 1。

为考察进口需求弹性是否影响关税进口价格传递程度，即进口需求弹性是否对关税传递存在阻碍或促进作用，在计量模型中引入进口需求弹性与进口关税的交互项，对进口需求弹性、进口关税与进口价格间的关系进行分析，如式（3）所示：

$$\ln p_{it}^m = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{Tariff}_{it} + \beta_2 \ln \text{Tariff}_{it} \times \ln |\eta_{it}| + \beta_3 \ln |\eta_{it}| + \beta_4 \ln w_{it} + \beta_5 \ln e_{it} + \beta_6 \ln q_{it} + \beta_7 \ln Y_{it} + \beta_8 \text{IND}_{it} + \beta_9 \text{Year}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中， $|\eta_{it}|$ 为进口行业需求弹性的绝对值。基于该式，关税进口价格传递程度由 $\beta_1 + \beta_2 \ln |\eta_{it}|$ 衡量。如果 β_1 为负且其绝对值小于 1，关税削减导致人民币进口价格上涨，但进口品国内售价（含关税）依旧下调，进口需求增加。此时，进口需求越富有弹性，同等幅度的价格下调将导致更大幅度的进口品需求增加。外国出口企业能够在以不失出口规模为代价的前提下，提高产品售价，将关税削减更多地传递给进口价格，即需求弹性越大，进口价格上调幅度越大。当进口需求越不富有弹性，同幅度的国内售价下调将导致较小幅度的进口需求增加，外国出口企业为维持市场份额，会将关税削减更多地传递给进口商品国内售价，人民币进口价格的提升幅度受到限制。相反地，加征关税导致人民币进口价格下降，但含关税的国内售价上涨，进口需求减少。此时，进口需求越富有弹性，同等幅度的价格上调将导致较大幅度的进口需求削减。外国出口企业为维持其出口规模，将加征的关税更多地吸收为出口价格的下调，即进口需求弹性越大，人民币进口价格下调幅度越大。进口需求

越不富有弹性，同幅度的价格上调将导致较小幅度的进口需求削减，外国出口企业吸收加征关税的意愿减弱，加征的关税将更多地传导给国内销售价格，人民币进口价格的降幅有限。因此，我们预期 β_2 显著为负，表明进口需求弹性对人民币进口价格（不含关税）关税传递程度存在促进作用，进口需求越富有弹性，关税的进口价格传递越多。

四、数据说明与分析

（一）数据说明

以行业层面数据分析中国关税进口价格传递效应，需要获得中国进口产品的国外成本信息，并考虑以进口额为权重获得对行业进口成本的估算。不同产品的国外生产成本存在很大差异，并且各国不同产品生产成本数据的可获得性受限，因此，本文将只关注制造业行业。为完成贸易、关税与行业数据的有效结合，本文将海关协调制度（HS1996）的6分位产品与国民经济行业分类（GB2002）进行匹配，其转换依据包括国家统计局《统计用产品分类目录》、联合国《产品总分类》（CPC1.0版）和海关协调制度（HS1996）产品列表。^① 其他年份的贸易、关税和国民经济行业数据将其分别调整为与HS1996和GB2002分类标准对应的数据。

参照海关总署采用的“单位价值法”编制人民币进口价格 p_{it}^m 。^② 首先按协调编码制度（HS1996）分类的6分位进口产品的进口金额和进口数量计算各种进口产品的单位价值，然后依据国民经济行业GB2002分类的制造业各行业与HS96的6分位产品的对应关系，将各进口产品的单位价值，根据费氏指数法，计算出以2010年为基期的制造业各行业进口价格指数。^③ 本文选取的样本覆盖率为75%，贸易数据来源于UN-Comtrade数据库，该数据库包括研究HS6分位数产品的进口量、进口值和单位价值数据。

行业关税数据的构建，以WTO数据库中我国HS1996的6分位产品的最惠国税率（MFN）为基础，根据GB2002行业与HS1996的6分位产品对应关系，将细分产品的关税税率简单平均获得行业关税。本文选取简单平均，而非贸易额加权平均获得行业关税水平，是避免部分高关税壁垒导致较小的进口贸易额，而低贸易额权重使得这些高关税作用被弱化，进而无法全面准确描述关税真实水平，相对而言，简单平均关税更能准确度量关税政策的影响。

对行业进口需求弹性值的估算，本文依据Kee等（2008）^[20]将进口品作为中间投入品，结合弹性分析法和GDP生产函数法所构建的一般均衡模型回归获得HS1996的6分位进口产品的需求弹性，并以各产品的进口贸易额为权重，获得制造业各行业进口需求弹性。在估算需求弹性过程中，除进口贸易数据来源于UN-Comtrade数据库之外，还涉及3种要素禀赋：劳动、资本存量和农业土地数据。劳动和农业土地的数据直接来自世界银行World Development Indicators（WDI）数据库，资本存量数据利用WDI中的实际投资数据，通过永续盘存法获得。将制造业生产者价格指数（PPI）作为各国制造业出口厂商生产边际成本的代理变量。在计算制造业各行业的外国生产成本时，首先收集主要为OECD成员国的37个国家制造业生产者价格指数，并将其调整为以2010年为基期的定基比数据；其次，以中国从这37个国家的制造业各行业进口额为权重，将各国制造业PPI加权平均，获得中国制造业各行业进口商品的生产成本。考虑到我国从各个国家进口的产品结构存在较大差异，本文不采用单一名义有效汇率，而是编制中国分行业的名义有效汇率。由于各国货币与人民币汇率数值差距较大，因此，先将各国汇率以人民币间接标价法表示，再将其标准化为2010年为100的相应指标，同

① 首先，根据联合国数据，将CPC1.0与HS1996代码进行匹配；其次，根据《统计用产品分类目录》中的CPC1.0产品与国民经济行业分类（GB2002）转化关系，将CPC1.0产品代码与GB2002行业进行匹配；最后以CPC1.0产品为链接纽带，将HS1996的6分位产品代码归类至国民经济行业（GB2002）分类的各行业中。联合国网站提供了《产品总分类》（CPC1.0版）与协调制度（HS1996）的对应关系表，详见链接：<https://unstats.un.org/unsd/classifications/econ/>。

② 根据海关总署2005年起正式编制出版《中国对外贸易指数》，指数体系使用费氏指数（即“理想指数”）体系。价格和进/出口值均按人民币计价和计值，进口价格指数的计算按到岸价格（CIF）计算，样本覆盖率在70%以上。信息来源：<http://tjs.customs.gov.cn/tjs/sjgb/myzs/index.html>。

③ 各产业进口价格的费氏指数计算方法为：首先分别计算各产业进口价格的拉氏指数 $L_p = \frac{\sum_i p_{i1} q_{i0}}{\sum_i p_{i0} q_{i0}}$ 和各产业进口价格的帕氏指数 $P_p = \frac{\sum_i p_{i1} q_{i1}}{\sum_i p_{i0} q_{i1}}$ ，其中 i 表示各产业中的不同产品， p_{i1} 和 p_{i0} 为报告期和基期进口价格， q_{i1} 和 q_{i0} 为报告期和基期进口数量。根据拉氏指数和帕氏指数可以计算出费氏指数： $F_p = \sqrt{L_p P_p}$ 。本文费氏指数的计算以2010年为基期。

时考虑不同年份每个国家对应的权重变化,为更好刻画贸易结构变动,将各产品每年来源于不同国家的进口份额作为该年的汇率权重,按进口额加权获得分行业名义有效汇率,作为分行业汇率的代理变量。中国国内竞争性产品价格(q_{it}),以国内制造业分行业生产者价格指数近似。^①产品的消费支出规模(Y_{it})以行业产值加进口额并减去出口额衡量,行业产值以《工业统计年鉴》中规模以上制造业企业的主营业务收入为代理变量。^②

(二) 数据分析

以上述方法获得的制造业分行业1996—2018年进口价格指数为基础,图1展示了依据各行业进口额为权重的制造业进口价格总指数和分类指数。图形显示1996—1999年间,中国进口价格指数较为稳定,新世纪以来,尤其是加入世界贸易组织之后,中国制造业进口价格变动表现出时间波动性和产业差异性特征。制造业进口价格总指数于2001—2005年间经历了快速上涨,2006—2008年震荡调整,受国际金融危机的影响,2009年价格指数下调,2010年起进口价格指数回调,显示当期中国强劲的进口需求,其后又经历了2012—2015年间的下降和后续的上涨。制造业分类进口价格指数变动显示,2001—2005年制造业中间投入品、资本品和消费品均呈现快速增长趋势。2006—2008年间资本品进口价格下降明显,中间投入品和消费品价格依旧保持上涨趋势,这使得制造业进口价格总体相对较为平稳。2008年金融危机给进口价格带来显著负面影响,进口价格指数均应声下降。2012年后,制造业消费品进口价格指数涨势明显,而中间投入品和资本品则一路下滑至2015年后才回调。中国加入世界贸易组织以来,制造业消费品进口价格上涨趋势最为显著,即使受2008年金融危机影响短暂下降,2009年即迅速回调并一直保持上涨态势。究其因,既有中国收入水平上涨带来购买力提高,国内需求上涨抬升了国际相关产品的价格,也有伴随收入上涨,国内消费者对进口消费品品质和质量提出了更高要求,从而助力进口产品价格上涨。制造业进口价格总指数波动与中间投入品和资本品价格波动较为一致,这也反映中国制造业进口中消费品

所占比重相对较小的事实。

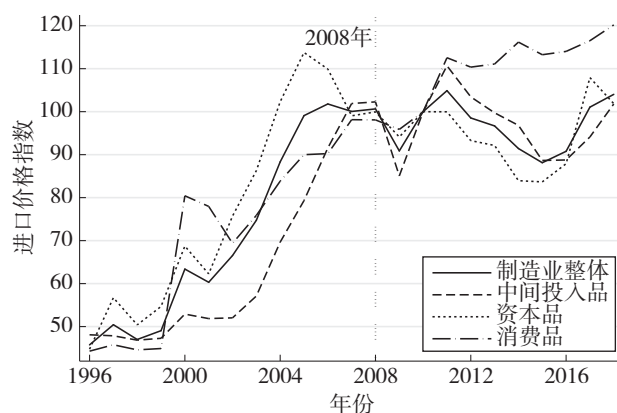


图1 中国制造业进口价格指数（1996—2018年）

图2显示中国制造业行业进口关税的波动情况。由图可知,1997年中国关税水平削减显著,由前一年的23.7%降至17.8%,其后几年关税水平较为平稳,2001年加入世界贸易组织后,中国履行关税削减承诺,关税水平逐年下调,2005年是实施较大幅度降税的最后一年,当年制造业关税税率降至9.98%,之后年份关税水平调整幅度较小。^③分制造业行业大类分析,关税水平存在较强的行业差异性,制造业消费品关税水平最高,而中间投入品关税水平最低。1996和2001年消费品的关税水平分别为36.1%和23%,2005年之后基本维持在13.3%;资本品关税次之,1996年和2001年分别为20.7%和15.2%,2005年降至9.3%;1996年中间投入品的关税为16.2%,2005年降至7.7%。

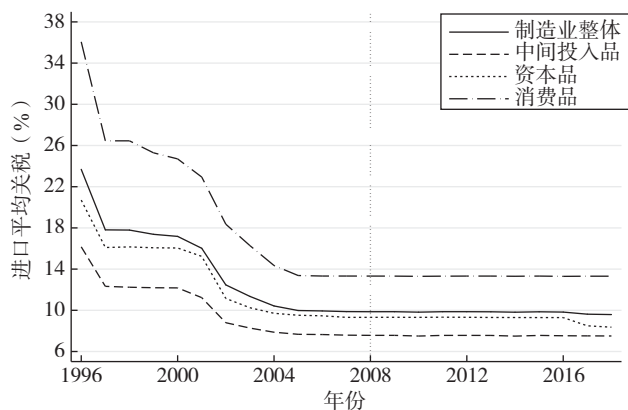


图2 中国制造业进口平均关税（1996—2018年）

① 自2002年,我国才有制造业分行业PPI数据,之前年份数据以大类PPI数据补充,即将原材料、食品、衣着、一般日用品、加工业产品等PPI数据对应到制造业分行业。
② 由于文具制造业的消费支出规模存在几年数据为负,即当年出口额超过进口额与主营业务收入之和,对这些数据在做自然对数处理时,取值为 $-\ln|Y|$ 。
③ 2018年11月,中国进一步自主大幅降低关税,降税后制造业整体关税水平降至7.24%。

图3展示了中国制造业产品进口需求弹性波动情况，由于进口需求弹性为负值，本图描述的是弹性绝对值的变动情况。1996—2000年制造业进口产品总需求弹性较为平稳，加入世界贸易组织后，需求弹性略有下调，2004年之后缓慢上涨，自2008年起需求弹性涨幅明显。国际金融危机之后，中国进口需求弹性上涨显著，这反映了中国强劲的进口需求和居民收入水平增加对需求弹性的双重影响。进口需求规模扩大吸引了更多外国出口企业进入市场，企业数目增多加剧了市场竞争，进而使进口需求愈发富有弹性，同时，随着我国经济不断发展和人民收入水平的不断提高，对高品质进口产品有更多的需求，进口商品在消费支出中比重加大，这也有助于进口需求弹性的提高。分制造业行业大类分析，制造业消费品进口需求最富有弹性，中间投入品次之，制造业资本品进口需求弹性最低。

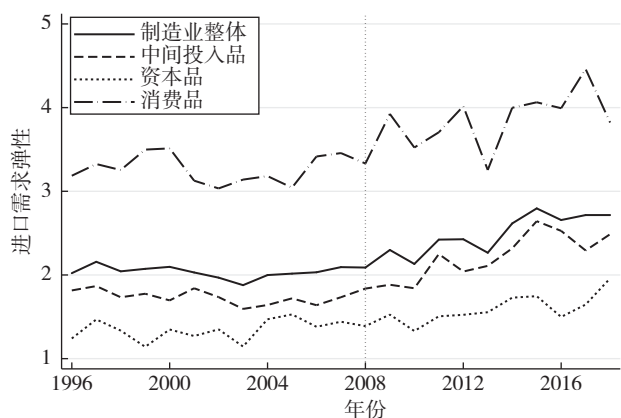


图3 中国制造业进口需求弹性（1996—2018年）

五、实证结果与分析

（一）基准回归结果

利用1996—2018年中国制造业行业相关数据，

本文就进口需求弹性对关税进口价格传递的影响进行验证，具体回归结果见表1，其中，前两列根据式（2）进行回归，后三列以式（3）为基础，加入进口需求弹性的影响，所有回归均控制行业和年份固定效应。考虑国内PPI和国内消费支出规模受到进口产品价格影响可能存在一定的内生性，在回归中对其使用工具变量控制其内生性影响。工具变量包括滞后一期的PPI和消费支出规模，以及贷款利率和国内制造业购进价格指数。工具变量通过其合理性假设检验，即工具变量与内生变量相关，与干扰项不相关。列（2）和列（5）分别为IV回归结果。主要结果显示，无论加入其他解释变量，还是控制变量内生性问题，进口关税（ $\ln Tariff_{it}$ ）的估计系数均显著为负。由于进口价格为人民币到岸价格，不含关税，这表明进口关税削减带来人民币进口价格上涨，外国出口企业存在关税吸收，将关税削减红利通过产品价格的提高，部分转化为企业利润。同时，关税系数的绝对值小于1，说明中国关税削减，进口价格上涨幅度低于关税削减幅度，并没有发生“准梅茨勒悖论”现象。其次，进口关税与进口需求弹性绝对值交互项的系数均在1%的显著水平上为负，表明进口需求弹性对关税的进口价格传递具有促进作用，即在进口需求弹性越大的行业，关税进口价格传递效应越强，这与之前的理论推导结论一致。关税削减时，进口需求弹性越大，关税削减带来的进口商品国内价格下降会引发更大幅度的需求增加，外国出口企业可以在不失销量前提下，提高产品售价、增加单位产品利润，关税的进口价格传递程度越大；进口需求弹性越小，同幅度的进口品国内售价下调将导致较小幅度的进口需求增加，外国出口企业为追求扩大出口规模，人民币进口价格（不含关税）的提升幅度缩减。

表1 基准回归结果

变量	被解释变量： $\ln p_{it}^m$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	固定效应	IV-固定效应	固定效应	固定效应	IV-固定效应
$\ln Tariff_{it}$	-0.148** (0.056)	-0.172*** (0.06064)	-0.121** (0.055)	-0.185*** (0.058)	-0.209*** (0.060)
$\ln Tariff_{it} \times \ln \eta_{it} $			-0.689*** (0.122)	-0.687*** (0.122)	-0.621*** (0.121)
$\ln \eta_{it} $			2.515*** (0.460)	2.514*** (0.462)	2.257*** (0.460)

续前表

变量	被解释变量: $\ln p_{it}^m$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	固定效应	IV-固定效应	固定效应	固定效应	IV-固定效应
$\ln w_{it}$	1.695*** (0.597)	1.555*** (0.593)	2.302*** (0.582)	1.907*** (0.586)	1.694*** (0.585)
$\ln e_{it}$	0.013 (0.161)	0.345** (0.168)	-0.035 (0.158)	-0.053 (0.158)	0.292* (0.166)
$\ln q_{it}$	0.246*** (0.085)	0.283*** (0.088)		0.274*** (0.083)	0.315*** (0.086)
$\ln Y_{it}$	0.020** (0.009)	0.024*** (0.009)		0.014 (0.008)	0.019** (0.009)
固定效应	行业/年份	行业/年份	行业/年份	行业/年份	行业/年份
行业数目	28	28	28	28	28
观测值	642	613	642	642	613
拟合优度	0.655	0.657	0.666	0.673	0.672

注:***、**、*分别表示系数在1%、5%、10%的水平上显著,下同。

在其他控制变量中,外国出口企业生产成本估计系数均显著为正,表明生产成本是决定价格的重要因素,成本增加必然带来更高的产品售价。在不控制变量内生性问题时,分行业有效汇率的估计系数均不显著异于0,在控制内生性问题的IV回归中,汇率系数显著为正,这说明人民币购买力上升,不仅可能增加进口,更有可能带来对更高品质进口产品的追求,进而人民币进口价格上升。不论是否控制变量的内生性问题,国内竞争性产品的价格对进口价格都具有显著正向影响。最后,国内需求增加将提高进口产品价格,且该影响在控制其内生性问题后,显著性增强。

(二) 稳健性检验

由于行业进口关税与进口价格之间可能因反向因果关系造成内生性问题,本文首先利用Hausman检验对关税的内生性进行探讨,该检验结果显示无法拒绝关税为外生变量的原假设。其次,选取制造业行业关税滞后一期作为关税的工具变量,控制其可能的内生性影响,对基准模型做工具变量回归,结果显示关税对进口价格存在显著传递效应,关税削减导致进口价格上涨,且进口需求弹性对关税的进口价格传递具有促进作用,与基准模型回归结果一致。因此,本文认为关税是相对外生的。此外,本文在基准回归基础上还

进行如下稳健性检验:(1)改用外国劳动成本替代各贸易国制造业生产者价格指数作为外国出口厂商边际生产成本的代理变量。由于无法获得各产业外国出口厂商的生产成本度量,本文的基准回归中采用各贸易国制造业生产者价格指数作为各产业外国制造业出口产品的边际成本,但是这样的近似可能使估计结果产生一定误差。为了解这种近似对估计结果产生的影响,以外国劳动成本为外国出口厂商边际生产成本的代理变量,以分行业双边进口贸易额为权重,重新加权平均计算进口行业的外国成本,并估计我国制造业行业的关税传递系数以及进口需求弹性的调节效应。^①回归结果显示,采用劳动成本作为外国制造业出口厂商生产成本的代理变量并未对关税传递系数和进口需求弹性作用的估计结果产生太大影响。因此,本文采用各产业外国生产者价格指数作为各产业外国出口厂商生产成本的代理变量是比较合理的,基准模型所得到的估计结果可靠性较高。(2)采用不同的分行业汇率估计替代基准回归中按进口额加权的分行业名义有效汇率。首先,我们忽略贸易结构的影响,将标准化的各国汇率数据简单平均得到分行业汇率代理变量;其次,我们分别考虑人民币对美元名义汇率、人民币名义有效汇率和实际有效汇率作为汇率数据代入

^① 外国劳动成本数据为国际货币基金组织 International Financial Statistics (IFS) 数据库中的 Compensation of employees (LCU)。

回归。回归结果显示，不同汇率对关税的进口价格传递效应和进口需求弹性的边际作用没有显著影响。(3) 由于中国对烟草行业实行垄断性经营，市场准入制度严格，国外烟草品牌鲜有机会进入中国市场，形成中国烟草总公司一家独大的现象，烟草业国有企业占比接近 100%。为剔除烟草业特殊经营管控的影响，将该行业数据删除后再进行回归，所有变量的估计结果没有明显改变，支持本文回归结果的稳健性。^①

(三) 进一步分析

1. 国际竞争影响。

由上文分析可知，进口需求弹性通过影响国内需求对进口产品价格波动的反应程度，引起关税进口价格传递的行业差异，但进口商品的国际竞争状况也会改变外国出口企业与本国进口企业的价格博弈，进而影响关税进口价格传递作用的发挥。进口商品国际竞争越激烈，外国出口商定价权越式微，关税对进口价格的影响越弱，关税削减将越多传导给国内消费价格，进口需求弹性对关税进口价格传递的促进作用也越不显著。相应地，中国进口商市场定价权越强，对国际市场价格影响力越大，关税削减将越多传导给国内消费价格，压缩进口产品价格的调整幅度，进口需求弹性对关税进口价格传递的边际作用也将削弱。由此，对于国际竞争状况不同的进口商品，进口需求弹性对关税进口价格传递的调节作用也可能不同。为检验该影响的行业差异，本文选取进口广度和中国进口贸易占全球进口贸易份额两个指标来衡量国际市场竞争程度，并按式(4)进行回归。

$$\begin{aligned} \ln p_{it}^m = & \beta_0 + \beta_1 \ln \text{Tariff}_{it} + \beta_2 (\ln \text{Tariff}_{it} \times \ln |\eta_{it}|) \\ & + \beta_3 (\ln \text{Tariff}_{it} \times \ln |\eta_{it}| \times \text{Com}_{it}) + \beta_4 (\ln |\eta_{it}| \\ & \times \text{Com}_{it}) + \beta_5 (\ln \text{Tariff}_{it} \times \text{Com}_{it}) + \beta_6 \ln |\eta_{it}| \\ & + \beta_7 \text{Com}_{it} + \alpha X_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中，度量国际竞争程度的 Com_{it} 包括 2 个指标：进口广度和中国贸易份额。进口广度，即进口产品来源国的国家数目，该指标代表进口商在不同产品间的选择空间，某一产品的进口来源国越多，表明进口国越容易在不同出口国之间选择合适产品，市场竞争越激烈。进口广度指标的计算以分进口来源国的中国 HS6 分位进口数据为基础，将按照 GB2002 行业分类的制造业 i 所包括的 HS6 分位产品的进口来源国数目加

总，再除以该行业所包含的 HS6 分位产品类别数，获得相应指标。计算公式为 $\sum_c \text{import} D_{icjt} / N_{it}$ ，其中， $\text{import} D_{icjt}$ 为虚拟变量，当 t 年中国从 c 国进口 j 产品时取值为 1，否则为 0； N_{it} 为 t 年 i 行业中中国存在进口的 HS6 分位产品类别数。中国贸易份额指标，以 GB2002 行业分类为标准，将制造业各行业每年中国进口贸易总额和全球各国进口贸易额相加，分别获得分行业中国进口贸易总额和全球进口贸易总额，求得两者比值以衡量中国贸易份额大小。

本节采用 IV 变量回归控制国内竞争性价格和国内消费支出规模的潜在内生性影响，IV 变量选择同前，结果见表 2。回归结果显示，关税系数、其与进口需求弹性的交互项系数均显著为负，表明关税下降提高了不含关税的人民币进口价格，并且，进口需求弹性促进关税的进口价格传递效应，这与基准回归结果相一致。关税、进口需求弹性与国际市场竞争指标三者的交互项系数均显著为正，该结果表明，国际竞争状况削弱了进口需求弹性对关税进口价格传递的促进作用。进口广度增加越多，进口来源国数目越多，进口商品的市场竞争越活跃，外国出口企业的定价权越弱，不含关税的人民币进口价格上调幅度压缩，关税削减的红利将越多传递给国内市场。中国进口贸易占全球贸易份额越大，中国进口需求对国际市场影响力越大，越有能力影响国际市场定价，同时，外国出口企业为争取市场份额，对于贸易份额越大的商品，外国出口企业也越有意愿以价格换市场。由此，不含关税的人民币进口价格上调越不显著，关税削减的红利也将越多传导给国内市场，国内消费者将享有越多的关税削减福利。

表 2 国际竞争对关税进口价格传递的影响

变量	被解释变量: $\ln p_{it}^m$	
	(1)	(2)
	进口广度	进口贸易份额
$\ln \text{Tariff}_{it}$	-0.272 ** (0.114)	-0.259 *** (0.066)
$\ln \text{Tariff}_{it} \times \ln \eta_{it} $	-0.680 *** (0.250)	-0.772 *** (0.159)
$\ln \text{Tariff}_{it} \times \ln \eta_{it} \times \text{Com}_{it}$	0.030 ** (0.015)	13.21 * (7.090)

① 受篇幅限制，文中无法列出稳健性回归结果，感兴趣的读者可联系作者索取。

续前表

变量	被解释变量: $\ln p_{it}^m$	
	(1)	(2)
	进口广度	进口贸易份额
$\ln \text{Tariff}_{it} \times \text{Com}_{it}$	0.003 9 (0.003)	1.688 ** (0.799)
$\ln \eta_{it} \times \text{Com}_{it}$	-0.061 8 (0.045)	-31.71 * (18.42)
$\ln \eta_{it} $	2.149 ** (0.999)	2.658 *** (0.590)
Com_{it}	0.008 (0.008)	-3.110 * (1.694)
控制变量	Yes	Yes
固定效应	行业/年份	行业/年份
行业数目	28	28
观测值	613	613
拟合优度	0.691	0.675

注：回归结果来自控制变量内生性的IV回归。

2. 行业异质性分析。

前文数据分析中的图表显示进口价格指数、关税水平和进口需求弹性在行业大类中存在较强差异性，制造业消费品的进口价格指数波动最为剧烈，上涨也最为显著，该类产品的关税水平与进口需求弹性超过制造业中间投入品与资本品，重要变量在数值上的差异可能导致关税对进口价格的影响在不同类型产品间存在较大不同。中国进口贸易中加工贸易比重较大，该类产品进口目的是国内加工再出口，这种两头在外的生产模式导致其表现出与制造业其他产品不同的市场定价模式。此外，制造业中间投入品和资本品的购买方大多是生产企业，企业能够通过出售商品将包含关税在内的税负转嫁给下游企业承担，对关税的容忍度较高，而制造业消费品则更多地直接面对消费者，作为关税的最终承担者，消费者往往对价格较为敏感。由此，关税进口价格传递不仅具有行业特定性，进口需求弹性对关税的价格传递效应在不同行业中也存在较大差异。为探讨这些差异，本文将样本分为制

造业中间投入品、资本品和消费品，分别对基准模型进行回归，结果见表3。^①结果显示，关税、关税与进口需求弹性的交互项在制造业资本品和消费品回归中均显著为负，与基准回归结果一致，但对制造业中间投入品而言，关税作用的显著性削弱。其原因可能是中间投入品由于生产连续性需要，多以签订长期合同方式保证交易通畅，价格调整空间由于合同规定而受限，也可能由于中国对加工贸易免征进口关税，中间投入品中加工贸易比重较大，这使得中间投入品进口往往享有的是优惠甚至为0的进口关税，使得最惠国关税税率的调整对其价格影响并不显著。

表3 行业异质性分析

变量	被解释变量: $\ln p_{it}^m$		
	(1)	(2)	(3)
	中间投入品	资本品	消费品
$\ln \text{Tariff}_{it}$	-0.054 (0.072)	-0.710 *** (0.248)	-0.187 *** (0.064)
$\ln \text{Tariff}_{it} \times \ln \eta_{it} $	1.261 *** (0.434)	-3.058 ** (1.419)	-0.549 *** (0.199)
$\ln \eta_{it} $	-2.166 ** (1.018)	7.936 ** (3.462)	1.955 ** (0.779)
控制变量	Yes	Yes	Yes
固定效应	行业	行业	行业
行业数目	12	6	10
观测值	276	138	228
拟合优度	0.819	0.587	0.624

注：根据 Hausman 检验结果，列（1）~列（3）仅控制行业固定效应。

六、结论与政策启示

本文将关税、贸易数据与国民经济行业数据相结合，分析进口需求弹性在关税进口价格传递中的作用，并进一步探讨国际竞争因素如何影响进口需求弹性对关税进口价格传递效应的调节作用，得出以下结论：（1）进口关税削减带来不含关税的人民币进口价格上涨，外国出口企业存在关税吸收，将关税削减

① 制造业消费品包括食品加工、食品制造、饮料、烟草、纺织、纺织服装、皮毛皮革羽毛、木材加工、家具制造、文教体育用品；制造业中间投入品包括造纸及纸制品、印刷业、石油加工冶炼、化学原料、医药制造、化学纤维、橡胶、塑料、非金属矿物制品、黑色金属冶炼、有色金属冶炼、金属制品；制造业资本品包括通用设备、专用设备、交通运输设备、电气机械及器材、电子通信设备、仪器仪表文化办公用机械。

红利通过提高产品价格部分转化为企业利润。同时,关税系数的绝对值小于1,说明中国削减关税后,人民币进口价格上涨幅度低于关税削减幅度,进口商品国内售价下调,并没有发生“准梅茨勒悖论”现象。(2) 进口需求弹性对关税的进口价格传递具有促进作用,即在进口需求弹性越大的行业,关税进口价格传递效应越强。关税削减时,进口需求弹性越大,关税削减带来的进口商品国内价格的下降会引发越大幅度的需求增加,外国出口企业可以在不失销量前提下,提高产品售价、增加单位产品利润,关税的进口价格传递程度越大;而进口需求弹性越小,同幅度的进口品国内售价下调将导致越小幅度的进口需求增加,外国出口企业为稳定市场份额,人民币进口价格的提升幅度缩减,国内消费者将享有越多关税削减福利。(3) 国际竞争状况削弱了进口需求弹性对关税进口价格传递的促进作用。进口广度增加,进口来源国数目越多,进口商品的市场竞争越活跃,外国出口企业的定价权越弱;中国进口贸易占全球贸易份额越大,中国进口商越有能力影响国际市场定价,关税对不含关税的人民币进口价格传递程度越弱,关税削减的红利也将越多传递给国内市场。(4) 关税的人民币进口价格传递效应存在行业差异性:关税、关税与进口需求弹性的交互项在制造业资本品和消费品回归中均显著,但于制造业中间投入品而言,关税作用的显著性减弱。

2018年11月,中国政府自主大幅降低关税,降税产品既包括能够满足人民群众消费升级的消费品,也包括能够促进国内供给体系质量提升的工业品。本文研究结论表明,进口关税的下降能够通过传导作用降低进口商品国内售价,由此,此次降税提高了国内生产企业和居民享受物美价廉进口品的福利,进口成本的下降也有助于更多样化的商品进入国内市场,满足国内生产和消费的多样化产品需求。因而,在当前构建“国内大循环”和“国际国内双循环”新发展格局的过程中,为进一步促进开放福利惠及民和国内产业升级,关税政策的调整和结构优化依旧是行之有效的有力举措。

进口品是国内生产和消费的重要一环,减征关税时,将关税削减尽可能传导至国内市场,加征关税时又尽量稳定进口品价格进而稳定国内产品价格是十分必要的。由于进口需求弹性会促进关税的进口价格传

递程度,不同行业产品的进口需求弹性并不相同,关税的变动对各产品进口价格的影响存在差异性,这要求政府制定贸易政策时应充分考虑行业异质性,区别对待不同行业产品的进口,制定差异化关税政策。减征关税时,进口需求弹性低的产品进口价格的提升幅度减少,为促使国内市场获得更多的关税削减红利,关税削减的重点产品可以是需求弹性相对较低的产品;而加征关税时,进口需求弹性大的产品提高进口价格的可能性不高,因此,中国征收反倾销税、反补贴税,或采取贸易反制措施时,可以尽可能选择进口需求弹性相对较高的产品。

国际竞争的增强有助于削弱进口需求弹性对关税的人民币进口价格传递的促进作用,关税削减将更多地传导给国内消费市场。由此,在实施积极扩大进口战略时,中国要特别重视进口市场多元化问题,提高进口广度,开拓进口来源国渠道,防范进口关税下降导致进口价格大幅上升的现象。为与更多伙伴国形成稳固的贸易合作关系,中国应继续与更多的国家进行自由贸易区谈判,扩大自贸区成员国关税减让的幅度和产品覆盖范围,减少双边非关税壁垒措施,培养紧密的协同发展关系。同时,中国应加强对“一带一路”倡议的推广,与更多国家达成“一带一路”倡议合作,重点培育和开拓潜在的贸易伙伴,增加贸易产品的进口国数量,降低对某些国家或地区特定产品的进口依赖性。此外,还可以选择针对重点产品,提高中国进口贸易额占全球贸易额的比重来强化中国进口商在国际市场的议价能力,助力国内市场获得更多关税政策调整的红利。

在促进进口贸易发展时不能忽略国内经济的发展,通过畅通国内大循环,推动形成国内国际双循环,更好联通国内市场和国际市场。在促进经济高质量发展过程中,积极扩大进口以促进国内供给体系的质量提升。对制造业中间投入品,为充分发挥其促生产的功能,保证其继续享有关税优惠政策,稳定其进口价格。对制造业资本品,考虑其居中的平均关税水平和较低的进口需求弹性,国家后期可以考虑加大资本品关税的下调力度,优化我国进口产品结构。伴随中国居民收入水平的提升,国内消费者对高质量消费品的需求也同步上升,在形成国内大循环的过程中,应加速国内企业产业升级,提升企业产品质量,使消费者对高质量消费品的需求转移到国内。由此,在进

一步推动国际化过程中,中国更应发挥中国超大规模市场的潜力和优势,利用国内强大的生产能力和完善的配套能力,借助规模经济优势获得贸易利益,把发

展的立足点更多放到国内,把国内大循环、高质量发展与对外开放结合起来,实现内外联动的国际循环策略。

参考文献

- [1] Feenstra R C. Symmetric Pass-through of Tariffs and Exchange Rates under Imperfect Competition: An Empirical Test [J]. *Journal of International Economics*, 1989, 27 (1): 25-45.
- [2] Metzler L A. Tariffs, International Demand, and Domestic Prices [J]. *Journal of Political Economy*, 1949, 57: 345-351.
- [3] Amiti M, Khandlwal A K. Import Competition and Quality Upgrading [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2013, 92 (2): 476-490.
- [4] Fan H C, Li Y A, Yeaple S. Trade Liberalization, Quality, and Export Prices [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2015, 70 (1): 289-328.
- [5] Ludema R D, Yu Z. Tariff Pass-through, Firm Heterogeneity and Product Quality [J]. *Journal of International Economics*, 2016, 103: 234-249.
- [6] Amiti M, Konings J. Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia [J]. *American Economic Review*, 2007, 97 (5): 1611-1638.
- [7] Yu Z. Essays on Tariff Pass-through and Spillover Effect [D]. *Dissertations & Theses-Gradworks*, 2011.
- [8] Amiti M, Redding S J, Weinstein D E. The Impact of the 2018 Tariffs on Prices and Welfare [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2019, 33 (4): 187-210.
- [9] Tybout J R. Plant- and Firm-level Evidence on “New” Trade Theories [J]. *Handbook of International Trade*, 2003, 1: 388-415.
- [10] Konings J, Cayseele P V, Warzynski F. The Effects of Privatization and Competitive Pressure on Firms’ Price-cost Margins: Micro Evidence for Emerging Economies [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2005, 87 (1): 124-134.
- [11] Nicita A. The Price Effect of Tariff Liberalization: Measuring the Impact on Household Welfare [J]. *Journal of Development Economics*, 2009, 89 (1): 19-27.
- [12] Marchand B U. Tariff Pass-through and the Distributional Effects of Trade Liberalization [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 99 (2): 65-281.
- [13] Park S H, Li S M, Tse D K. Market Liberalization and Firm Performance during China’s Economic Transition [J]. *Journal of International Business Studies*, 2006, 37: 127-147.
- [14] 朱晶, 张腾飞, 李天祥. 关税减让、汇率升值与农户福利——基于价格传导视角 [J]. *农业技术经济*, 2016 (7): 4-18.
- [15] Han J, Liu R J, Beyza U M, Zhang J S. Market Structure, Imperfect Tariff Pass-through and Household Welfare in Urban China [J]. *Journal of International Economics*, 2016, 100 (2): 220-232.
- [16] 张甜甜, 孙浦阳. 关税传导、房价与市场消费价格——基于微观价格视角的研究 [J]. *财经研究*, 2019 (10): 46-58, 72.
- [17] 孙浦阳, 张甜甜, 姚树洁. 关税传导、国内运输成本与零售价格——基于高铁建设的理论与实证研究 [J]. *经济研究*, 2019 (3): 135-149.
- [18] Gagnon J E, Knetter M M. Markup Adjustment and Exchange Rate Fluctuations: Evidence from Panel Data on Automobile Exports [J]. *Journal of International Money and Finance*, 1995, 14 (2): 289-310.
- [19] Mallick S, Marques H. Pass-Through of Exchange Rate and Tariffs into Import Prices of India: Currency Depreciation versus Import Liberalization [J]. *Review of International Economics*, 2008, 16 (4): 765-782.
- [20] Kee H L, Nicita A, Olarreaga M. Import Demand Elasticities and Trade Distortion [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2008, 90: 666-682.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

制造业企业专业化分工影响企业创新机制探究

——基于数字化转型调节作用的实证检验

Exploring the Mechanism of Manufacturing Enterprises' Vertical Disintegration Affecting Enterprise Innovation: An Empirical Test Based on the Moderating Effect of Digital Transformation

曾江洪 杨锦波 黄向荣

ZENG Jiang-hong YANG Jin-bo HUANG Xiang-rong

[摘要] 制造业企业专业化分工会影响企业创新,且二者之间的关系受制于企业数字化转型程度。尽管以往研究成果已涉及专业化分工与企业创新的关系,但现有相关文献缺乏探究专业化分工影响企业创新机制方面的成果。笔者基于交易成本理论和分工理论,利用2007—2020年中国A股制造业上市公司相关有效数据,借助多元线性回归方法,实证检验了专业化分工对企业创新的影响及其过程中企业数字化转型程度的调节作用。检验结果证实:专业化分工对企业创新投入有显著的负向影响,对企业创新产出有显著的正向影响;数字化转型对专业化分工与企业创新之间的关系具有调节作用,较高的企业数字化转型程度在专业化分工负向影响创新投入和正向影响创新产出的关系中均发挥强化作用。本研究通过实证检验制造业企业专业化分工影响企业创新的机制,拓展了交易成本等理论的应用范畴,丰富了专业化分工和企业创新方面的相关文献,为企业在专业化分工中推进创新活动提供了理论依据。

[关键词] 专业化分工 创新投入 创新产出 数字化转型

[中图分类号] F270.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2023)09-0095-11

Abstract: The vertical disintegration in manufacturing enterprises affects enterprise innovation, and the relationship between these two is limited by the degree of digital transformation of enterprises. Although the relationship between vertical disintegration and enterprise innovation has been covered by previous research results, the investigation of the mechanism of specialization division of labor affecting enterprise innovation is still insufficient. Based on transaction cost theory and division of labor theory, the author empirically tested the impact of vertical disintegration on enterprise innovation and the moderating role of the degree of digital transformation of enterprises in this process by using data of Chinese A-share listed manufacturing companies from 2007 to 2020, after excluding cases such as missing data, using multiple linear regression. The test results confirm that: vertical disintegration has a significant negative effect on innovation input, but a significant positive effect on innovation output; digital transformation has a moderating effect on the relationship between vertical disintegration and enterprise innovation, and the higher degree of enterprise digital transformation has a strengthening effect on both negative innovation input and positive innovation output of vertical disintegration. This study expands the application of theories such as transaction cost, enriches the literature related to vertical disintegration and enterprise innovation, and provides a theoretical basis for enterprises to promote the innovation activities of vertical disintegration through the academic exploration of the mechanism of vertical disintegration affecting enterprise innovation in manufacturing enterprises.

Key words: Vertical disintegration Innovation input Innovation output Digital transformation

[收稿日期] 2023-05-06

[作者简介] 曾江洪,男,1968年4月生,中南大学商学院教授,博士生导师,主要研究方向为中小企业成长、企业创新管理;杨锦波,男,1999年11月生,中南大学商学院硕士研究生,研究方向为企业创新管理;黄向荣,女,1990年6月生,湖南财政经济学院工商管理学院讲师,主要研究方向为企业投融资管理、企业创新管理。本文通讯作者为曾江洪,联系方式为 csuzjh@163.com。

[基金项目] 湖南省社会科学基金项目“基于网络编配理论的湖南省新兴优势产业链创新发展研究”(项目编号:20JD065)。感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

专业化分工影响制造业企业创新。专业化分工是企业根据需求和自身优势,将中间产品生产环节分离到外部市场的现象(范子英和彭飞,2017^[1])。交易成本理论认为,企业推进专业化,聚焦产业链的某一生产环节或者某一细分市场,会影响企业内部的生产、研发环节安排,还会影响与外部市场的交易联系(袁淳等,2021^[2])。然而,近些年来,在日益严峻的市场竞争与技术更迭下,创新投入与产出的低效率问题长期困扰着中国企业,“大而全”式发展的弊端日趋显现的同时,“专精特新”式发展受到重视(黄苹,2015^[3];蒋志文和郑惠强,2022^[4]),其中制造业企业专业化分工与企业创新之间关系问题已在学术界有所讨论。梳理现有相关文献可知,有学者的结论是企业专业于核心业务,能够发挥比较优势,专注产品和工艺流程开发(Becker等,2022^[5]),通过网络化组织下的信息交换和集成等方式,能提升企业创新绩效(戴魁早,2013^[6];马淑琴等,2021^[7]);也有学者认为专业化分工使得生产环节分离,致使各环节的信息对接和知识交换存在障碍(Naghavi和Ottaviano,2009^[8];Zhang和Tong,2021^[9]),反而不利于企业创新。尽管上述研究结论至今尚未达成一致,甚至截然相反,但是都不否认企业专业化分工在接收、处理和协调信息能力方面影响企业创新。

专业化分工在影响制造业企业创新中,一定程度上受制于企业数字化转型。制造业企业参与产业链专业化分工,要求企业推进更高水平的数字化转型(袁淳等,2021^[2])。已有学者论述,数字技术有助于重塑分工协作体系,促进专业化生产和非核心业务的分离外包(Murphy和Siedschlag,2018^[10];王璐和李晨阳,2022^[11])。其证据众多:数字技术突破了企业物理边界,拓展了商品交换的地域和空间(胡乐明和杨虎涛,2022^[12]);数字化转型意味着企业信息能力增强,能够有效减少企业所面临的搜寻成本,拓展交易双方的选择范围(施炳展和李建桐,2020^[13]);企业强化对于内外部知识信息的吸收、分析和共享,能够提高企业间联系合作的匹配程度,加速创新的网络化、协同化(张悦等,2016^[14];宋耘和王婕,2020^[15]);等等。可见,在专业化分工与企业创新之间的关系中,数字化转型发挥着特定的作用。

探究制造业企业专业化分工影响企业创新的机制

是摆在相关学者面前的一个课题。制造业企业专业化分工如何影响企业创新?在制造业企业中,专业化分工、企业创新、数字化转型之间又是什么关系呢?本文在前人研究成果基础上,运用交易成本理论和分工理论,以2007—2020年中国A股上市制造业公司的相关有效数据,实证检验专业化分工对企业创新的影响以及数字化转型的调节作用,揭示专业化分工影响企业创新的机制。

二、文献综述与研究假设

(一) 专业化分工对企业创新的影响

专业化分工代表企业减少自制中间品的范围,即企业从外部寻找和购买中间产品,反之则置于同一企业内部生产(施炳展和李建桐,2020^[13])。制造业企业在保留自身核心业务的基础上,将价值链上的更多环节分离到外部市场,会显著改变自身的生产、研发等内部环节(袁淳等,2021^[2])。企业提高专业化分工水平有助于缩减创新投入,原因有三:第一,企业能够降低内部节点的复杂性,减少因多个环节而产生的统筹协调需求,从而规避内部竞争、资源损耗等问题(Devos和Li,2021^[16])。第二,企业使得自身从事的研发活动范围缩小,由此高度聚焦于特定的研发活动,直接降低了对其他产品或环节的研发投入(林勇和张昊,2020^[17])。第三,企业能够缓解研发投资的高度信息不对称,研发部门和总部之间存在着显著的信息不对称(Seru,2014^[18]),专业化分工水平的提高有助实现对创新全过程的垂直管理和有效监督,节减研发创新环节的成本支出(Ozbas和Scharfstein,2010^[19])。因此,企业推进专业化分工能够促使创新活动的聚焦化和透明化,剥离和排除非必要的研发费用,从而减少企业创新投入。

通过专业化分工,企业扩展与产业链上其他企业的交易和协作,加速了技术转移和扩散(李晓华,2005^[20];戴魁早,2013^[6]),有助于提高企业创新产出。由分工理论可知,专业化促进了分工链条的延长和迂回。制造业企业专业于某个产品的一道工序,而工序之间则由市场负责连接,能够促进生产和技术网络的形成和发展(马淑琴等,2021^[7])。进而网络中的企业能够获得互补性的工艺、知识和技术来源(Murphy和Siedschlag,2018^[10]),形成具有精细化分工特征的研发互动。具体而言,掌握关键技术或承担高技术工序的企业,将非核心的工艺流程委托到外部市场,能够在分工协作中进一步侧重于优势领域的

发明设计 (Naghavi 和 Ottaviano, 2009^[8]); 对于技术含量较低的企业, 在承接加工、组装高技术含量中间产品的过程中, 产生了相应的学习和改造行为, 同样实现了对先进产品和技术的利用与拓展 (林勇和张昊, 2020^[17])。因此, 受益于专业化分工下的知识流动和技术转移, 企业创新产出能够得到提升。

基于上述分析, 本文提出如下研究假设:

H1: 专业化分工对创新投入有负向影响, 对创新产出有正向影响。

(二) 数字化转型在专业化分工对创新投入影响关系中的调节作用

企业数字化转型的核心是收集信息、处理数据以及辅助决策 (Wu 等, 2019^[21]), 有助于实现对创新活动的有效管理和控制 (Bloom 等, 2014^[22])。Naghavi 和 Ottaviano (2009)^[8]认为, 专业化分工会使得各个环节分离、信息沟通受阻, 研发部门容易陷入孤立闭塞的状态。随着数字技术的发展, 可测量、可分析和可传播的信息均能以数字信息呈现 (Brynjolfsson 和 McElheran, 2016^[23]), 减少了信息获取成本, 提高了创新要素的流动性和匹配程度 (Pagani 和 Pardo, 2017^[24]), 较大程度地弥补了这一缺陷; 另一方面, 通过数字化规范下的管理信息系统, 企业能够推动内部生产流程、研发过程、财务控制等活动的实时协调与公开透明, 形成有效的内部信息披露机制, 减少管理成本, 推动股东对管理层的立项审批、管理层对研发人员的监督等行为的智能化 (王璐和李晨阳, 2022^[11]; 董松柯等, 2023^[25])。依据这一逻辑, 专业化分工可以更有效地缓解研发创新环节的信息不对称程度, 从而更有利于节减研发支出。

在外部市场信息整合下, 企业能够匹配自身适合的产业网络、创新网络 (张任之, 2022^[26]), 开展生产与技术的分工协作, 原因有三: 第一, 袁淳等 (2021)^[2]认为, 专业化分工提升了外购中间产品的比例, 也加剧了对上下游交易对手的依赖风险。数字化转型使得企业能够接触到更大范围内的前、后向企业, 拥有了更多的相关邻近产品 (替代品) 选择, 有助于避免因价格扭曲而造成资源配置的浪费 (马淑琴等, 2021^[7])。第二, 通过数字信息的储存和分析, 便于企业了解和比较上下游备选交易对手的相关信息, 减少搜寻成本和摩擦成本, 筛选技术先进的企业开展合作, 再借助数字化下的实时动态指导, 能够推动对前沿知识信息的吸收利用 (施炳展和李建桐, 2020^[13])。第三, 专业化分工促进了企业间研发、生

产和市场需求信息的交流和互补 (李晓华, 2005^[20]), 数字化则进一步加速信息的收集和分析, 高效的信息检索和整合能够规避重复研发、重复投资 (赵凯, 2016^[27]) 等问题。因此, 在数字化转型程度较高的企业中, 专业化分工更能推动企业聚焦研发范围, 优化创新方向, 减少非必要的创新支出。

基于上述原因, 本文提出如下研究假设:

H2: 数字化转型程度较高的企业, 专业化分工对创新投入的负向影响较大。

(三) 数字化转型在专业化分工对创新产出影响关系中的调节作用

数字化转型能够促使生产经验数据化, 再加工为知识信息用于创新活动 (谢康等, 2020^[28]; 陈武等, 2022^[29])。李柏洲和王丹 (2022)^[30]认为, 导致企业创新低效和失败的一大因素是知识积累不足。分工理论表明, 专业化分工能够增加生产劳动的熟练程度, 促进工艺和器具革新。蔡呈伟和戚聿东 (2021)^[31]认为, 由于生产劳动中的经验积累未经系统化, 且容易在传播中出现耗损, 生产经验往往是抽象、低价值的, 无法适应现代制造业的转型要求。因而仅有在提取为可供分析的数据要素后, 才能够为创新活动提供知识信息支撑 (李俊久和张朝帅, 2022^[32])。具体而言, 企业利用信息实时反馈和数据挖掘, 进一步发挥专业化带来的熟练与精益化的优势, 将长期积累和正在产生的经验和知识进行去噪和归集, 为研发创新提供直观的试验信息和模拟数据 (Goldfarb 和 Tucker, 2019^[33]), 能够促进企业创新产出。

数字化转型将数据进行标准化, 实现互联互通 (王君泽等, 2020^[34]), 推动了知识交换和共享。交易成本理论表明, 专业化分工导致生产环节被逐步分解, 制造业企业增加了同外部节点的联系需求。首先, 相较于企业内部节点, 外部交易对手存在着更大的交易风险 (Zhang 和 Tong, 2021^[9]), 在知识交换和共享上存在着“藏私”的可能性。数字化转型有助于企业加入外部网络的互联互通, 强化企业间的相互监督和自发淘汰机制, 规范上述的投机行为 (董松柯等, 2023^[25])。其次, 创新合作要求企业间不能局限于简单的客户与供应商合作, 还需要隐性的知识信息的对接与交换, 达成异质性知识信息的转移 (张悦等, 2016^[14]; 陈武等, 2022^[29])。数字化转型将企业数据进行标准化、可复制化, 能够以标准数据的形式实现信息匹配和传递交换。在充分的知识共享和传递下, 创新活动能够被专业化分工划分为完全聚焦的各个环

节,实现从个体到整体的系统性创新效率提高(林勇和张昊,2020^[17])。因此,对于数字化转型程度较高的企业而言,专业化分工促进知识交换和技术扩散的效应更为凸显,能够更大程度提高企业创新产出。

基于此,本文提出如下研究假设:

H3: 数字化转型程度较高的企业,专业化分工对创新产出的正向影响较大。

以上所提研究假设与主要变量之间的关系如图1所示。

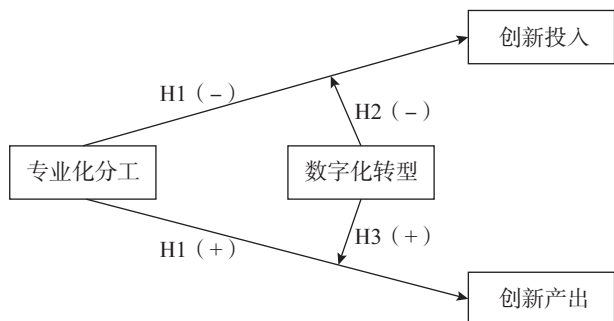


图1 专业化分工对企业创新影响机制的概念模型

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文主要研究专业化分工、数字化转型与企业创新。由于专利来源、专业化和数字化的特征均与制造业企业较为契合,并且区间选择需考虑数据的可获得性,本文将2007—2020年A股制造业上市公司作为样本。参考既有研究做法(蔡卫星等,2019^[35]),根据如下原则进行样本数据选择:删除ST和ST*样本数据;删除其他关键变量缺失的样本数据;删除专业化指标偏离合理值域的样本数据。表1报告了样本数据选择,处理后共得出16 636个基础公司-年度观测样本数据。财务数据来源于国泰安数据库,专利数据来源于国家专利局。

表1 样本数据选择

2007—2020年制造业样本数据总量	23 150
减去:	
ST和ST*样本数据	897
专利数据缺失样本数据	753
研发投入金额数据缺失样本数据	3 096
计算专业化指标所需数据缺失样本数据	1 518
专业化指标偏离合理值域 [0, 1] 的样本数据	250
最终样本数据	16 636

(二) 变量说明与模型设定

1. 被解释变量。

企业创新 (*R&D*、*Patent*)。借鉴佟岩等(2022)^[36]的研究,本文以研发投入与营业收入之比衡量创新投入 (*R&D*),以专利申请数的自然对数衡量创新产出 (*Patent*)。稳健性检验上,使用创新效率 (*EFFI*)、技术创新 (*Invia*) 等替换测度,详见后文。

2. 解释变量。

专业化分工 (*VSI*)。在企业分工研究中,企业一体化程度越高,意味着专业化程度越低,反之则代表专业化程度越高。参考 Buzzell (1983)^[37]、范子英和彭飞(2017)^[1]的研究,先测算增加值与营业收入的比值,比值越高就代表一体化程度 (*VAS*) 越高,再得出与之相反的专业化分工程度 (*VSI*)。具体计算见式(1)~式(3)。

$$\begin{aligned}
 VAS_{Adj} &= \frac{\text{增加值}-\text{税后净利润}+\text{正常利润}}{\text{增加值}-\text{税后净利润}+\text{净资产}\times\text{平均净资产收益率}} \\
 &= \frac{\text{增加值}-\text{税后净利润}+\text{净资产}\times\text{平均净资产收益率}}{\text{主营业务收入}-\text{税后净利润}+\text{净资产}\times\text{平均净资产收益率}}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

式(1)中的增加值以销售额与采购额的差值来计算。采购额是通过式(2)计算得出^①。 VAS_{Adj} 的数值越大,代表企业一体化程度越高。定义 VAS_{Adj} 的反向指标为专业化程度 (*VSI*),如式(3)。*VSI*的数值越大,代表企业专业化分工程度就越高。

$$\begin{aligned}
 \text{采购额} &= (\text{购买商品、接受劳务支付的现金} \\
 &\quad + \text{期初预付款} - \text{期末预付款} + \text{期末应付款} \\
 &\quad - \text{期初应付款} + \text{期末应付票据} \\
 &\quad - \text{期初应付票据}) / (1 + \text{采购商品的增值税税率}) + \text{期初存货} - \text{期末存货}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

$$VSI = 1 - VAS_{Adj}
 \tag{3}$$

3. 调节变量。

数字化转型 (*Digital*)。参考杨水利等(2022)^[38]的处理思路,采用文本分析法提取A股制造业上市公司年度报告文本形成数据池;选取人工智能技术、区块链技术、云计算技术、大数据技术、数字技术应用为关键词;搜索、匹配和词频计数并用最终加总词频来衡量企业数字化转型程度。

① 平均净资产收益率采用企业所在行业近3年的均值衡量,增值税税率以13%计算。

4. 控制变量 (Controls)。

控制变量选取了资产负债率 (LEV)、企业规模 (Size)、产权性质 (SOE)、资产收益率 (ROA)、企业

年龄 (Age)、经营性现金流 (Cash)、有形资产比率 (Tangible)、第一大股东持股比例 (Top1)、独立董事比例 (Independ), 并控制了年份和行业, 详见表2。

表2 指标选取及度量方式

变量类型	变量符号	变量名称	变量说明
被解释变量	R&D	创新投入	研发投入/营业收入
	Patent	创新产出	LN(专利申请数之和+1)
解释变量	VSI	专业化分工	经修正的价值增值法所得指标, 详见上文
调节变量	Digital	数字化转型	数字化关键词细分指标在报告中出现的频次之和
控制变量	Lev	资产负债率	总负债/总资产
	Size	企业规模	LN(总资产)
	SOE	产权性质	国有企业取值为1, 否则为0
	ROA	资产收益率	净利润/总资产
	Age	企业年龄	(报表日期-成立日期)/365
	Cash	经营性净现金流	经营性净现金流/总资产
	Tangible	有形资产比率	(总资产-无形资产净额-商誉净额)/(总资产)
	Top1	第一大股东持股	第一大股东持股数量占总股数的比例
	Independ	独立董事比例	独立董事人数占董事会总人数比例
	Year	年份虚拟变量	取所在年份, 2007—2020年
	Industry	行业虚拟变量	取2012版证监会行业分类代码

建立模型(4)考察专业化分工对创新投入和产出的影响; 再加入交乘项和调节变量, 检验数字化转型的调节作用, 见模型(5)。式中, α_1 代表 VSI 对 R&D (Patent) 影响的总效应; β_1 代表 Digital 的调节效应。

$$R\&D_{i,t}(Patent_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 VSI_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$R\&D_{i,t}(Patent_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 VSI_{i,t} \times Digital_{i,t} + \beta_2 Digital_{i,t} + \beta_3 VSI_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计和相关性检验

表3列示所有变量的描述性统计。从 R&D 来看, 10%分位数为 0.006 9, 90%分位数为 0.083 6, 标准

差为 0.052 3, 反映出我国制造业企业创新投入有着较大差异。Patent 的均值和标准差分别为 2.989 3 和 1.569 9, 表明创新产出水平总体不高。VSI 均值为 0.534 4, 10%和 90%分位数为 0.262 8 和 0.788 4, 企业间专业化程度差异较大, 数据分布基本反映实际。Digital 的 10%、中位数和 90%分位数依次为 0、1 和 18, 均值和标准差为 7.258 7 和 19.520 8, 差异较大且 10%分位数和中位数较小, 是由于年份和行业跨度较大, 因而有必要控制固定效应。

主要变量的相关性检验见表4。^① VSI 对 R&D 的相关性为负, 对 Patent 的相关性为正, 且主要变量之间的相关性是显著的, 初步表明假设是合理的。此外, 变量间的 VIF 值均小于 2, 说明模型不存在多重共线性问题。

表3 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	10%分位数	中位数	90%分位数
R&D	16 636	0.045 1	0.052 3	0.006 9	0.036 5	0.083 6
Patent	16 636	2.989 3	1.569 9	0.693 1	3.044 5	4.897 8

① 篇幅原因, 未列示控制变量的相关性分析信息。

续前表

变量	观测值	均值	标准差	10%分位数	中位数	90%分位数
<i>VSI</i>	16 636	0.534 4	0.197 2	0.262 8	0.544 9	0.788 4
<i>Digital</i>	16 636	7.258 7	19.520 8	0.000 0	1.000 0	18.000 0
<i>Lev</i>	16 636	0.396 1	0.195 4	0.144 5	0.385 8	0.658 0
<i>Size</i>	16 636	22.005 5	1.169 1	20.654 3	21.850 3	23.587 5
<i>SOE</i>	16 636	0.289 5	0.453 5	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Age</i>	16 636	17.267 6	5.748 1	10.041 1	17.078 1	24.671 2
<i>ROA</i>	16 636	0.037 5	0.086 8	-0.000 1	0.039 2	0.106 1
<i>Cash</i>	16 636	0.050 2	0.071 4	-0.026 3	0.047 9	0.131 4
<i>Tangible</i>	16 636	0.927 8	0.076 5	0.838 2	0.952 8	0.984 9
<i>Top1</i>	16 636	0.338 1	0.142 1	0.167 9	0.318 6	0.530 5
<i>Independ</i>	16 636	0.375 0	0.055 6	0.333 3	0.333 3	0.428 6

表 4 主要变量的 Pearson 相关系数矩阵

	<i>R&D</i>	<i>Patent</i>	<i>VSI</i>	<i>Digital</i>
<i>R&D</i>	1.000 0			
<i>Patent</i>	0.108 0***	1.000 0		
<i>VSI</i>	-0.210 7***	0.116 2***	1.000 0	
<i>Digital</i>	0.175 7***	0.176 3***	0.039 3***	1.000 0

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，下同。

(二) 基准回归

表 5 报告了专业化分工对创新投入、创新产出的基准回归结果。列 (1)、列 (2) 考察了 *VSI* 对 *R&D* 的影响。列 (1) 仅控制固定效应，列 (2) 加入了其他控制变量，结果显示 *VSI* 系数均显著为负。列

(3)、列 (4) 被解释变量为 *Patent*，仅控制固定效应时 *VSI* 系数显著为 1.137 7，加入控制变量后系数显著为 0.227 6。回归结果表明，制造业企业专业化分工显著减少创新投入，提高创新产出。检验结果与假设预期相一致，假设 1 得到支持。

表 5 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>R&D</i>	<i>R&D</i>	<i>Patent</i>	<i>Patent</i>
<i>VSI</i>	-0.050 7*** (-23.842 8)	-0.036 8*** (-16.694 9)	1.137 7*** (17.833 0)	0.227 6*** (3.994 4)
<i>Lev</i>		-0.037 5*** (-14.973 4)		0.071 4 (1.104 4)
<i>Size</i>		-0.000 5 (-1.197 8)		0.672 1*** (64.482 7)
<i>SOE</i>		-0.000 9 (-0.914 6)		0.071 2*** (2.986 8)
<i>Age</i>		-0.000 5*** (-6.725 8)		-0.009 7*** (-4.937 4)
<i>ROA</i>		-0.056 4*** (-10.966 9)		1.183 5*** (8.947 1)
<i>Cash</i>		-0.020 6*** (-3.515 5)		0.316 2** (2.105 4)
<i>Tangible</i>		-0.008 0 (-1.597 5)		-0.637 2*** (-4.976 7)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>R&D</i>	<i>R&D</i>	<i>Patent</i>	<i>Patent</i>
<i>Top1</i>		-0.011 5*** (-4.225 1)		-0.153 7** (-2.205 7)
<i>Independ</i>		0.021 1*** (3.178 5)		-0.321 9* (-1.888 8)
<i>R&D</i>			1.271 7*** (5.544 1)	2.728 8*** (13.703 3)
<i>Constant</i>	0.072 2*** (60.493 5)	0.106 0*** (10.497 5)	2.323 9*** (59.683 2)	-11.223 2*** (-43.222 7)
<i>Year&Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj R²</i>	0.174 9	0.200 1	0.202 7	0.417 7
<i>N</i>	16 636	16 636	16 636	16 636

注：括号内为 *t* 值。

基准回归可能存在内生性问题。企业可能凭借较高的创新效率，建立竞争优势与进入门槛，从而主要占领产业链上的某一环节，提高专业化分工程度。此外，还存在着遗漏变量会同时对专业化分工与企业创新产生影响。为了尽可能缓解内生性问题，本文采用工具变量法进行检验，选取同行业除自身外的企业专业化分工水平的平均值作为工具变量 *IV_VSI*。本文使用两阶段最小二乘法进行检验，考虑到行业

虚拟变量与行业均值之间的相关性过强，导致共线性 (Gormley 和 Matsa, 2014^[39])，不再控制行业固定效应。参数估计结果见表 6，工具变量的估计系数显著为正，*VSI* 的系数显著并与基准回归结果相符，表明专业化分工对创新投入的负向影响、对创新产出的正向影响仍然成立。Kleibergen-Paap rk LM 和 Cragg-Donald Wald F 的统计量较为理想，工具变量有效。本文的主要结论仍然成立。

表 6 基于工具变量检验的回归结果

变量	<i>R&D</i>		<i>Patent</i>	
	(1)	(2)	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
<i>VSI</i>		-0.056 2*** (-10.871 6)		1.068 4*** (7.587 3)
<i>IV_VSI</i>	0.813 5*** (57.395 4)		0.796 0*** (56.328 0)	
<i>Controls&Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj R²</i>	0.276 2	0.095 6	0.285 6	0.288 7
<i>N</i>	16 540	16 540	16 540	16 540
Kleibergen-Paap rk LM statistic	1 825.279***		1 718.099***	
Cragg-Donald Wald F statistic	3 294.226 [16.38]		3 172.840 [16.38]	

注：方括号内为在 10% 的显著性水平上 Stock-Yogo 弱工具变量识别 *F* 检验的临界值。

对于稳健性问题，本文使用多种方法进行检验。在指标上：(1) 替换企业创新的衡量。基准回归结果表明，专业化分工减少创新投入，提高创新产出。换言之，代表企业创新效率的提高。因此本文使用创

新效率 (*EFFI*)，即 $\ln(\text{当年专利申请量}+1)/\ln(\text{当年研发投入金额}+1)$ 进行测度。(2) 替换创新产出的衡量。前文计算创新产出 (*Patent*) 时，采用了当年专利申请数之和，这可能致使：第一，忽视了滞后

效应。专业化带来的经验积累和技术学习存在着一定的时滞效应（胡善成等，2021^[40]），创新产出无法全部反映到当年专利申请之中。因此采用含 $t+1$ ， $t+2$ 期的专利申请来替换检验。第二，专利未进行区分。专利申请有三类，采用发明专利（*Invia*）替换检验，能够更准确衡量企业技术创新是否进步。（3）改变

专业化程度的衡量。平均资产收益率改用企业所在行业近 5 年算术平均值替换计算，能够更接近正常利润的估计，记作 *VSI_5*。检验结果如表 7 所示，*VSI* 系数符号均与预期一致，显著性水平保持在 5% 以上，本文基本结论未发生改变。

表 7 稳健性检验：替换指标度量方式

变量	替换创新产出指标			替换专业化指标	
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)
	<i>EFFI</i>	含 $t+1$ ， $t+2$ 期	<i>Invia</i>	<i>R&D</i>	<i>Patent</i>
<i>VSI</i>	0.007 0** (2.249 6)	0.202 7*** (3.208 6)	0.156 1*** (2.871 6)		
<i>VSI_5</i>				-0.035 4*** (-14.895 2)	0.263 2*** (4.300 6)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year&Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj R²</i>	0.333 3	0.422 0	0.396 7	0.189 9	0.412 1
<i>N</i>	16 633	12 376	16 636	14 457	14 457

在参数估计方法的替换检验上：（1）增加对企业固定效应的控制。前文仅控制了年份和行业固定效应，可能忽略了企业之间的个体差异。因此加入个体虚拟变量（*Stckd*）进行检验。（2）使用 Bootstrap 重采样

（基于抽样 500 次）来估计置信区间，有助于提高估计的精确度。表 8 报告了检验结果。结果表明 *VSI* 的系数均在 5% 的显著性水平上符合假设，这说明在替换参数估计方法的检验下，本文基本结论仍然是稳健的。

表 8 稳健性检验：替换参数估计方法

变量	增加对企业固定效应的控制		使用 Bootstrap 估计法	
	(1)	(2)	(1)	(2)
	<i>R&D</i>	<i>Patent</i>	<i>R&D</i>	<i>Patent</i>
<i>VSI</i>	-0.011 5*** (-4.040 3)	0.127 3** (2.028 5)	-0.036 8*** (-11.545 9)	0.227 6*** (3.845 1)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year&Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Stckd</i>	Yes	Yes	No	No
<i>Adj R²</i>	0.517 2	0.737 9	0.200 1	0.417 7
<i>N</i>	16 636	16 636	16 636	16 636

（三）调节效应检验

本文将企业数字化转型程度（*Digital*）进行如下处理：相比样本中位数，若该指数较高，则虚拟变量 *H_Digital* 取值为 1，否则为 0。在基准回归模型上，再加入交乘项和调节变量进行检验。表 9 列（1）显示，*VSI* × *H_Digital* 的系数在 1% 的水平上显著为

-0.020 8，表明企业数字化转型程度越高，专业化缩减创新投入的作用效果就越明显。列（2）报告了交乘项的系数显著为 0.453 0，表明在数字化程度高的企业，专业化对创新产出的提升作用更明显。结果表明数字化转型在专业化分工对企业创新的影响中发挥了正向调节作用，假设 2 和假设 3 得到支持。

表9 调节效应检验结果

变量	(1)	(2)
	R&D	Patent
$VSI \times H_Digital$	-0.020 8*** (-5.427 5)	0.453 0*** (4.623 7)
$H_Digital$	0.015 7*** (7.151 9)	0.071 8 (1.277 8)
VSI	-0.028 8*** (-10.552 1)	-0.006 5 (-0.093 0)
Controls&Year&Industry	Yes	Yes
Adj R ²	0.202 8	0.425 3
N	16 636	16 636

表9列(2)中解释变量VSI的系数符号发生了改变,需要结合调节效应图来进行分析。如图2,数字化转型程度较低的企业(Low Digital),VSI对Patent的斜率较缓,略微向下倾斜;对于数字化水平较高的企业(High Digital),VSI对Patent的斜率较陡,向上倾斜明显。前文假设提到,通过经验积累、知识流动和技术溢出的方式,专业化分工促进了企业创新产出。但是对于数字化程度较低的企业,专业化带来的经验积累无法很好地转化为数据要素,难以聚合重组成为创新所需的知识信息。同时,对于分工协作下的知识流动和技术扩散,数字化程度较低的企业却面临着信息捕获、识别发掘与分析再加工的困难。分工网络的密集联系和信息泛滥问题,反而容易引致企业信息过载、决策速度和环境响应能力下降(王旭等,2022^[41])。因此,在数字化转型程度较低的企业,专业化对创新产出的促进作用较不明显,甚至阻碍了创新产出。反之,数字化转型程度较高的企业,专业化分工就越能提高企业创新产出。

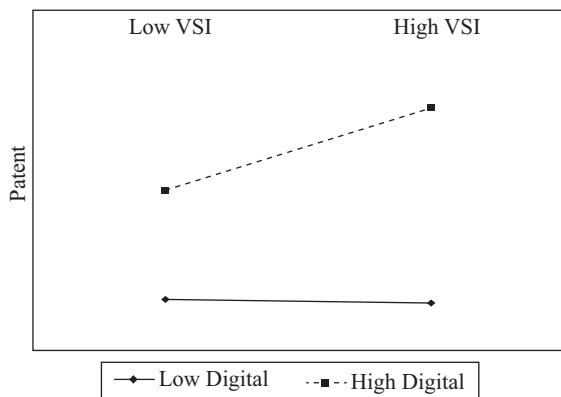


图2 数字化转型的调节作用

为了验证调节效应的结论可靠性,本文还进行了如下检验:(1)替换样本区间。前文的样本区间为

2007—2020年,可能无法很好地区分企业数字化转型的异质性。2015年8月,国务院通过《促进大数据发展行动纲要》,中国制造业企业迅速加快了数字技术的应用步伐(刘亚亚等,2019^[42])。基于此,将样本区间缩小到2015—2020年进行检验。结果如表10列(1)、列(2)所示,表明企业数字化转型程度越高,专业化分工就越能减少创新投入、提高创新产出。(2)考察合作创新产出。前文所述,若数字化转型通过加速知识信息的流动互补、促进多主体连接与协作的方式来发挥调节作用,那么同理也应促进合作性的创新产出。据此使用企业与其他实体联合申请的专利数替换检验,记作Patent_Co。结果如列(3)所示。 $VSI \times H_Digital$ 在10%的水平上显著为正,能够认为数字化转型对专业化与合作创新产出之间发挥了正向的调节作用,结论仍然成立。

表10 调节效应:其他检验方式

变量	替换样本区间		考察合作创新产出
	(1)	(2)	(3)
	R&D	Patent	Patent_Co
$VSI \times H_Digital$	-0.014 7*** (-3.003 1)	0.431 9*** (3.659 8)	0.170 9* (1.917 2)
$H_Digital$	0.011 8*** (4.304 8)	0.086 5 (1.315 0)	0.076 4 (1.494 6)
VSI	-0.031 5*** (-8.785 9)	0.052 4 (0.605 9)	-0.003 8 (-0.060 5)
Controls&Year&Industry	Yes	Yes	Yes
Adj R ²	0.202 7	0.445 3	0.244 7
N	11 029	11 029	16 636

(四)进一步研究:专业化分工对生产效率的影响

亚当斯密的分工理论认为,专业化分工能够增加劳动熟练与技能,促进大机器工具的发明创造,提高了劳动生产率。已有相关研究指出企业专业化分工促进了业务外包和主辅分离,提升了企业的生产效率(毛捷等,2020^[43])。因此,本文将探究专业化分工能否通过技术创新正向影响企业生产效率。本文采用逐步回归法检验中介效应,考察专业化能否促进技术进步从而推动生产效率的提升。其中,对于技术创新(Invia)的衡量,本文仍以前文的发明专利申请数来衡量;对于企业生产效率(TFP),本文则采用鲁晓东和连玉君(2012)^[44]使用的OP方法所估计的企业

全要素生产率来测算。结果如表 11 所示。

表 11 专业化对生产效率的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>TFP</i>	<i>Invia</i>	<i>TFP</i>
<i>VSI</i>	1.116 6*** (56.287 5)	0.156 1*** (2.871 6)	1.062 9*** (53.556 3)
<i>Invia</i>			0.011 5*** (4.038 7)
<i>Controls&Year&Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Adj R²</i>	0.699 9	0.396 7	0.706 1
<i>N</i>	16 087	16 636	16 087

列 (1) 报告了 *VSI* 的系数为 1.116 6, 显著性水平为 1%, 专业化分工能够促进企业生产效率的提高。列 (2) 表明专业化分工促进企业技术创新。列 (3) 中 *VSI* 和 *Invia* 的系数均在 1% 的水平上显著为正, 说明技术创新在专业化促进企业生产效率的作用中构成了中介路径, 与预期相一致。从经济后果上来看, 意味着专业化分工对技术创新的促进作用能够进而提高企业生产效率。

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文基于交易成本理论和分工理论, 通过以 2007—2020 年中国 A 股制造业上市公司相关有效数据实证检验专业化分工对企业创新的影响及其过程中企业数字化转型程度的调节效应, 得出如下主要研究结论。

第一, 专业化分工负向影响创新投入, 正向影响创新产出。文中实证检验证实, 制造业企业专业化分工有效促进了企业创新效率的提高。已有学者大多利用行业数据, 集中于专业化分工对产业集群创新的影响研究 (戴魁早, 2013^[6], 胡善成等, 2021^[40]), 而较少关注企业分工与微观企业创新的关系。本研究证实了专业化分工是影响企业创新的重要因素, 分别从创新投入和创新产出两方面作出理论分析和实证检验, 探索关于制造业企业专业化分工对企业创新的“降本”和“增效”的积极影响及作用机制, 拓展了交易成本理论和分工理论的应用范畴, 丰富了企业分工和企业创新等相关文献。此外, 在中国提出以统一大市场集聚资源、深化分工和激励创新的背景下, 本文结论对全面评估和理解企业分工提供了理论依据。

第二, 数字化转型起到强化专业化分工负向影响企业创新投入的调节作用。已有相关文献分析了数字化转型能够促使企业借助数据模拟来直接降低创新试错和研发成本 (Goldfarb 和 Tucker, 2019^[33]; 李俊久和张朝帅, 2022^[32]), 但没有足够重视数字化对创新活动的间接作用。本研究运用交易成本理论, 经实证检验证实了数字化转型能够正向调节专业化分工和企业创新的关系, 降低内部管控和外部交易成本, 优化了专业化分工的决策和协作环境, 进而缓解研发创新所面临的复杂性和信息不对称性。相关结论既拓展了交易成本理论的应用范畴, 又刻画了专业化分工影响企业创新的影响机制。

第三, 数字化转型起到强化专业化分工正向影响企业创新产出的调节作用。分工理论表明, 分工细化能够发挥组织或个人的比较优势。数字经济时代中制造业价值链分工趋于全球化、纵深化, 与之契合的是企业创新更加依赖于网络化、协同化 (张悦等, 2016^[14]; 马淑琴等, 2021^[7])。本文实证检验证实, 企业数字化转型程度越高, 专业化分工对创新产出的正向影响越明显; 反之数字化程度越低, 专业化分工对创新产出的促进效应不明显, 甚至阻碍创新产出。因而本文从要素流动和知识共享的角度, 发现了数字化转型是影响专业化分工与创新产出关系的重要调节变量, 为进一步探讨数字化转型、专业化分工和企业创新之间的关系及其规律性提供了参考。

(二) 管理启示

我们可以从上述研究得到以下主要管理启示:

第一, 制造业企业应聚焦主业, 参与产业链群的专业化分工。本研究表明, 专业化分工有助于实现企业创新的“降本增效”, 正向影响企业创新效率。在实践中, 企业应主动厘清资源与技术的比较优势, 积极调整业务战略架构, 以实现自身核心竞争力的长足进步。此外, 本研究表明存在着减少创新投入反而提高了创新产出的影响效应, 因此企业在推进研发创新活动时, 应强化效率视角来进行评估和论证。

第二, 制造业企业应重视经验和知识积累, 强化创新过程的协同化和智能化。根据本文研究, 可知数字化转型正向调节专业化分工与企业创新的关系。基于此, 对于一线工人与工程师所积累的专业经验, 企业应加快转化为数字要素, 经数据分析再加工为研发创新所需的决策信息, 从而推动生产工艺与技术的创新改造。同时企业应强化对创新投入的审慎管理, 应

重点关注比较优势显著、创新需求强烈、现有知识基础坚实等必要条件,积极整合企业内外部信息进行分析,规避投机与浪费问题。

第三,制造业企业应加强数字技术应用,深度融入产业网络化创新合作。当前,分工网络的拓展和节点的密集化,要求企业对信息获取、数据挖掘与数据分析达到更高的水平。借助数字化转型,企业能够连接外部的生产技术网络,推动知识交流和技术学习,进一步丰富市场需求信息和创新知识来源。基于此,制造业企业应在专业化分工的基础上,利用数字技术构建或融入开源共享的创新分工协作体系,从而受益于良好的知识溢出和研发互动效应,推动企业创新能力提升。

(三) 研究局限与展望

本研究基于数字化转型调节作用的实证检验,在

一定程度上揭示了制造业专业化分工对企业创新的影响机制,但是仍存在局限性,需要学术界同仁深入探讨如下几个相关课题。其一,本研究主要通过经修正的价值增值法(VAS)测度企业专业化分工水平,从垂直解体和价值链纵向角度衡量了专业化分工,后续研究可以考虑从技术专有性、供应链集中度等维度进行分析。其二,本研究仅考虑了专利数量、专利类型作为企业创新的衡量,未来研究可以考虑将创新质量、创新成果的商业转化等因素纳入研究框架,深入探讨专业化分工对企业创新的影响效果。其三,本文在数字化转型调节作用的分析中,探讨了分工协作中存在着“知识自私”倾向的企业群体,不同的制度环境和文化背景可能加剧或者淡化此类现象,后续研究可以基于知识流动和创新合作角度,进一步探讨专业化分工对企业创新的影响机制。

参考文献

- [1] 范子英,彭飞.“营改增”的减税效应和分工效应:基于产业互联的视角[J].经济研究,2017(2):82-95.
- [2] 袁淳,肖土盛,耿春晓,盛誉.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021(9):137-155.
- [3] 黄苹.不同活动类型技术创新单要素效率研究[J].科研管理,2015(11):64-70.
- [4] 蒋志文,郑惠强.基于实证的“专精特新”企业培育路径及政策影响分析[J].中国软科学,2022(S1):63-70.
- [5] Becker A, Hottenrott H, Mukherjee A. Division of Labor in R&D? Firm Size and Specialization in Corporate Research [J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 2022, 194: 1-23.
- [6] 戴魁早.垂直专业化对创新绩效的影响及行业差异——来自中国高技术产业的经验证据[J].科研管理,2013(10):42-49.
- [7] 马淑琴,张友丰,陆立军.分工深化、知识积累与专业市场全球价值链嵌入——基于报酬递增视角的分析[J].经济体制改革,2021(4):111-116.
- [8] Naghavi A, Ottaviano G. Offshoring and Product Innovation [J]. Economic Theory, 2009, 38(3): 517-532.
- [9] Zhang Y C, Tong T W. How Vertical Integration Affects Firm Innovation: Quasi-experimental Evidence [J]. Organization Science, 2021, 32(2): 455-479.
- [10] Murphy G, Siedschlag I. Determinants of R&D Offshoring: Firm-level Evidence from a Small Open Economy [J]. Economia Politica, 2018, 35(2): 529-553.
- [11] 王璐,李晨阳.数字经济下的生产社会化与企业分工协作:演进与特性[J].北京行政学院学报,2022(1):84-94.
- [12] 胡乐明,杨虎涛.产业发展战略选择的内在逻辑——一个连接演进的解析框架[J].经济研究,2022(6):45-63.
- [13] 施炳展,李建桐.互联网是否促进了分工:来自中国制造业企业的证据[J].管理世界,2020(4):130-149.
- [14] 张悦,梁巧转,范培华.网络嵌入性与创新绩效的Meta分析[J].科研管理,2016(11):80-88.
- [15] 宋耘,王婕.网络特征和知识属性对企业创新绩效的影响[J].管理科学,2020(3):63-77.
- [16] Devos E, Li H. Vertical Integration to Mitigate Internal Capital Market Inefficiencies [J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 69: 101994.
- [17] 林勇,张昊.开放式创新生态系统演化的微观机理及价值[J].研究与发展管理,2020(2):133-143.
- [18] Seru A. Firm Boundaries Matter: Evidence from Conglomerates and R&D Activity [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 111(2): 381-405.
- [19] Ozbas O, Scharfstein D S. Evidence on the Dark Side of Internal Capital Markets [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(2): 581-599.
- [20] 李晓华.产业组织的垂直解体与网络化[J].中国工业经济,2005(7):28-35.
- [21] Wu L, Lou B, Hitt L. Data Analytics Supports Decentralized Innovation [J]. Management Science, 2019, 65(10): 4863-4877.
- [22] Bloom N, Garicano L, Sadun R, Van Reenen J. The Distinct Effects of Information Technology and Communication Technology on Firm Organization [J]. Management Science, 2014, 60(12): 2859-2885.

(下转第116页)

股票市场开放影响企业内部控制有效性机理探究

——来自中国实施“沪深港通”交易制度的经验证据

The Impact of Stock Market Opening on Firms' Internal Control:
Evidences from China's "Shanghai Shenzhen Hong Kong Stock Connect"

吴 翟 王文晓

WU Di WANG Wen-xiao

[摘要] 来自中国实施“沪深港通”交易制度的经验证据证实，股票市场开放影响上市公司企业内部控制有效性且影响具有差异性。笔者以中国A股市场实施“沪深港通”这一股票市场开放政策的准自然实验，基于2013—2019年间中国A股相关上市企业研究样本的有效数据，运用双重差分模型的实证方法，实证检验了股票市场开放与企业内部控制有效性之间的关联及其变化。检验结果证实：股票市场开放与上市公司企业内部控制有效性正相关。股票市场开放通过改善外部信息环境，缓解了企业外部投资者与管理层间存在的信息不对称与代理问题，进而正向提高了上市公司企业内部控制有效性；股票市场开放正向影响企业内部控制有效性的显著差异性通过进一步的异质性分析验证。本研究通过以中国实施“沪深港通”交易制度的经验证据实证检验股票市场开放与企业内部控制有效性之间的影响机理，拓宽了公司治理和证券监管方面的学术探索边界，研究结论为保障中国股票市场的健康发展提供了理论依据和实证。

[关键词] 股票市场开放 外部信息环境 内部控制有效性 公司治理

[中图分类号] F832 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 09-0106-11

Abstract: Evidence from China's "Shanghai Shenzhen Hong Kong Stock Connect" shows that the stock market opening affects the effectiveness of enterprises' internal control and the impact is heterogeneous. Using the Chinese A-share listed firms data from 2013 to 2019, based on a quasi natural experiment of the implementation of the "Shanghai Shenzhen Hong Kong Stock Connect", we build a difference-in-difference model and empirically test the linkages between the stock market opening and the effectiveness of enterprises' internal control. The results indicate that the stock market opening is positively correlated with the effectiveness of enterprises' internal control. The enterprises' external information environment is improved in the process of stock market opening, which helps to alleviate information asymmetry and principal-agent problems between outsider investors and managers, and thus promotes the effectiveness of enterprises' internal control. The significant difference in the positive impact of stock market opening on the effectiveness of enterprises' internal control is verified through further heterogeneity analysis. Based on the evidences from China's "Shanghai Shenzhen Hong Kong Stock Connect", this paper explores the impact mechanism between stock market opening and the effectiveness of enterprises' internal control, which broadens the research boundary in corporate governance and securities regulation, its conclusion can provide a basis for the healthy development of the Chinese stock market.

Key words: Stock market opening External information environment Internal control Corporate governance

[收稿日期] 2023-05-16

[作者简介] 吴翟，男，1998年1月生，南开大学经济学院国际经济研究所博士研究生，研究方向为国际投资与金融；王文晓，女，1990年6月生，中南财经政法大学文澜学院副教授，主要研究方向为国际贸易理论与实证。本文通讯作者为王文晓，联系方式为 wenziaowang@zuel.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“国际全球价值链重构下的贸易利益解构与要素收入分配研究”（项目编号：72103204）；国家自然科学基金面上项目：“数字经济中的国际直接投资研究”（项目编号：71873071）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

2014年4月实施的“沪深港通”交易制度是中国股票市场开放的重要标志^①。该制度允许符合条件的香港及境外投资者购买上海证券交易所或深圳证券交易所的上市股票，为境外投资者提供了更便利的投资途径，并促进了中国股票市场的国际化发展。这一制度的实施对于上市公司企业内部控制有效性提出了更高的要求。所谓企业内部控制有效性，指的是企业采取的一系列内部治理措施，旨在确保企业的经营管理合法合规、保护资产安全，并保证财务报告和相关信息真实性和完整性。具体来说，企业内部控制包括制定明确的组织结构和责任分工、建立适当的内部控制政策和程序、实施风险管理和内部审计、设立有效的监督机制等。近年来，一些上市公司发生了严重的财务造假丑闻，例如康得新和康美药业事件等。这些事件引发了对上市公司内部控制有效性的关注和重视。如何提高上市公司的内部控制有效性，已经成为当今股票市场亟待解决的重要问题。

股票市场开放对改善上市公司内部控制有效性具有重要影响。一方面，实施“沪深港通”交易制度后，境外投资者参与中国股票市场的规模和影响力不断扩大。境外投资者通常对于企业的财务报告和相关信息披露有更高的要求，他们的参与可以促使上市公司更加重视内部控制，提高信息披露的质量和透明度，从而改善企业的外部信息环境和内部控制有效性。另一方面，沪深港通交易制度对企业的内部控制机制、风险管理和监督机制等方面进行更加详细和深入的审查。这对上市公司来说是一种挑战，需要加强内部控制体系的建设，确保企业运营的合规性和透明度（陈志军等，2020^[1]）。

现有相关文献中已有些涉及有关股票市场开放有利于改善上市公司治理方面的研究成果，譬如，股票市场开放有助于改善企业外部信息环境（郭阳生等，2018^[2]），消除企业管理层与外部投资者之间的信息不对称性，消除投资决策中的道德风险（万华林等，2022^[3]）。然而，至今尚无实证检验股票市场开放影响上市公司企业内部控制有效性且影响具有差异性方面的成果。基于此，本文在厘清股票市场开放影响上

市公司企业内部控制有效性内在逻辑的基础上，选取2013—2019年中国A股上市企业为样本数据，利用“沪深港通”交易制度实施这一准自然实验，实证检验股票市场开放与上市公司企业内部控制有效性之间的关系及其变化，并进一步对其影响机理进行探究。

二、文献综述与研究假设

（一）外部信息环境与上市公司内部控制有效性之间的关联性

为了全面建立上市公司内部控制制度，并对上市公司企业内部控制有效性进行科学评价，中国政府于2008年发布了《企业内部控制基本规范》，将内部控制的目标界定为“保证经营管理合法合规、资产安全、财务报告及相关信息真实完整、提高经营效率和效果”。内部控制制度有助于上市公司预防和发现内部操作失误、欺诈行为和非法活动，确保企业遵守适用的法律法规和规范要求，保护企业的声誉和利益（郭阳生等，2018^[2]）。同时，有效的内部控制还能提高财务报告的准确性和可靠性，增强对企业风险的识别和管理能力，支持企业的经营决策和风险防范，并为企业决策者提供可靠的信息基础（陈志军等，2020^[1]）。因此，内部控制有效性是衡量上市公司治理成效的重要标尺，也是企业强化风险防控与提升运营水平的关键保障与重要前提（万华林等，2022^[3]）。

近年来，国内外学者对于如何提升企业内部控制有效性这一议题进行了许多有益的探索。其中大部分研究聚焦于企业内部，例如，通过制定明确的上市企业的组织结构和责任分工、建立适当的内部控制政策和程序、实施风险管理和内部审计、设立有效的监督机制等企业内部措施，提高企业内部控制有效性（Albuquerque等，2009^[4]）。而影响企业内部控制有效性的外部因素较少被讨论，如外部信息环境（Albuquerque等，2009^[4]）。

事实上，外部信息环境是决定企业内部控制有效性的重要影响因素之一。外部信息环境是指外部投资者准确获取企业专业信息的便利程度。当企业外部信息环境较差时，由于企业管理层相对于外部投资者具备信息优势（Albuquerque等，2009^[4]），信息不对

① “沪深港通”交易制度是上海证券交易所、深圳证券交易所与香港股票交易市场的互联互通机制，符合要求的香港及境外投资者可通过该机制购买上海证券交易所或深圳证券交易所的上市股票。2014年4月，中国证监会正式批准“沪港通”试点；2016年12月，“深港通”正式启动。此后，随着股票市场开放的进一步扩大，进入“沪深港通”标的名单的股票（上市企业）不断动态调整。

称往往使得管理层易于滋生“道德风险”(Aboody等, 2005^[5]), 产生委托代理问题。一方面, 管理层存在“寻租动机”, 在较差的外部信息环境下管理层行为通常更易偏离内部控制目标。另一方面, 管理层为掩饰其个人的机会主义行为, 在“逆向选择”下通常会对企业存在的内部控制缺陷进行隐瞒或不充分披露, 从而对内部控制有效性产生不利影响(李晓慧等, 2019^[6])。

随着企业外部信息环境的改善, 企业管理层与外部投资者间存在的信息不对称问题得到缓解, 相关外部投资者能够更为准确地了解管理层内部动向, 从而对企业的内部控制进行有效监督, 促进企业内部控制有效性提升。因此, 本文提出第一个研究假设:

H1: 改善外部信息环境可以正向影响上市公司内部控制有效性。

(二) 股票市场开放下的外部信息环境与上市公司内部控制有效性之间的关联性

如何改善上市公司的外部信息环境呢? 现有文献指出: 股票市场开放对于改善企业外部信息环境具有显著正向影响(郭阳生等, 2018^[2])。随着股票市场的逐步开放, 大量境外投资者的涌入显著增加了对于高质量证券分析报告的需求, 能够吸引更多分析师等信息中介对相关上市公司进行持续追踪(梁上坤, 2017^[7])。分析师能够通过发布分析师报告, 将他们从实地考察中获得的企业内部信息与他们的专业知识结合起来, 在上市公司和投资者之间发挥信息中介的作用, 缓解上市公司内外部间的信息不对称与代理问题(Luo等, 2018^[8]; Xu等, 2013^[9]), 揭露企业内部控制缺陷(陈作华等, 2022^[10]), 提供更为高质量的企业内部信息, 从而显著改善上市企业的外部信息环境(郭阳生等, 2018^[2], 钟覃琳和陆正飞, 2018^[11])。与国内投资者相比, 境外投资者由于地理距离的客观阻隔, 信息获取成本更高, 其投资决策往往更有赖于信息中介对于企业外部信息环境的改善(Henry, 2000^[12])。具备专业的证券投资知识的境外投资者, 通常能够有效地利用证券报告中所提供的企业内部信息, 并愿意为高质量的证券分析报告付费。这能够激励信息中介进一步改善企业外部信息环境, 使得外部投资者能够更为便利地获得企业内部信息。此外, 相关企业为吸引境外投资者进行投资, 也往往会主动披露更多的高质量内部信息, 营造良好的企业外部信息环境(李沁洋等, 2023^[13])。

目前, 学者们已对“外部信息环境如何决定上市公司内部控制有效性”及“股票市场开放如何影响企业外部信息环境”等问题进行了一定有益的探讨, 然而, 尚未有研究实证检验股票市场开放是否会对上市公司内部有效性产生影响, 并对其影响机理进行深入分析。本文总结前人文献发现: 股票市场开放能够改善上市公司外部信息环境, 而外部信息环境又是提高上市公司内部控制有效性的关键渠道。因此, 本文提出第二个研究假设:

H2: 股票市场开放通过改善外部信息环境, 正向提升上市公司企业内部控制有效性。

(三) 股票市场开放对上市企业内部控制有效性影响的差异性

本文通过中国A股市场实施“沪深港通”这一股票市场开放政策的准自然实验, 实证检验股票市场开放与企业内部控制有效性之间的关联及其变化。现有研究指出: 实施“沪深港通”交易制度, 是中国股票市场开放的关键举措。随着“沪深港通”交易制度的施行, 中国内地股票市场逐渐对境外投资者开放, 成熟市场对新兴市场的溢出效应逐步显现(陈运森等, 2019^[14])。“沪深港通”交易制度实施后, 一方面, 标的企业的信息披露标准有所提高, 另一方面境外投资者的大量涌入能够向A股市场传递价值投资等成熟股票市场的投资理念, 从而激励分析师等信息中介提供更为优质的信息传递服务。分析师等信息中介的努力能够显著改善上市公司企业外部信息环境, 外部投资者准确获取企业专业信息的便利程度得到大幅度提高。现有研究指出, 分析师等信息中介的努力所带来的外部信息的改善对会计舞弊的曝光具有积极影响(Young和Peng, 2013^[15]), 分析师覆盖范围越广的公司信息透明度就越高, 分析师的报道可以进一步降低企业欺诈的可能性(Fang等, 2014^[16]; Ren等, 2021^[17])。随着获取企业专业信息便利程度的提高, 外部投资者一方面能够更为精准对企业的内部控制运行进行有效监督; 另一方面能够通过“用脚投票”机制, 将企业内部控制缺陷在股价中予以反映, 从而提升上市公司企业内部控制有效性(Boyd和Smith, 1996^[18], Gillan和Starks, 2003^[19])。此外, 随着企业外部信息环境的改善, 管理层出于“声誉”压力(张莹和池国华, 2023^[20]), 往往会选择将内部控制报告主动向外部信息使用者进行披露, 使得上市公司企业内部控制有效性提升。

然而,股票市场的开放对上市企业内部控制有效性的影响可能存在差异性。现有研究发现,融资约束较高的上市企业往往面临更大的信息不对称问题和内部控制缺陷(顾奋玲和解角羊,2018^[21])。这些企业对于股票市场开放更为敏感,因为它们更需要通过股权融资来满足融资需求(陈运森等,2019^[14])。因此,对于高融资约束的企业而言,股票市场开放对其内部控制有效性的影响通常更为明显。因此,本文提出第三个研究假设:

H3: 股票市场开放对内部控制有效性的正向作用对高融资约束企业更显著。

此外,研究发现,上市公司企业内部管理层结构也影响了股票市场开放对于其内部控制有效性的政策效果。相较于“两职兼任”型企业,即董事长与总经理由同一人担任的情况,采用“两职分离”型的企业可能存在董事长与管理层之间的目标不一致问题,委托代理问题更为突出(罗进辉,2012^[22])。在股票市场开放后,由于管理层将受到更严格的监督,委托代理问题得到改善,股票市场开放政策(如沪深港通)对于改善企业内部控制的政策效果可能更为显著(齐荻,2020^[23])。但是,“两职兼任”型管理层可能导致权力过度集中,大股东可能会利用其控制权力,以满足自身利益为主,并对小股东的权益产生不利影响。在“两职兼任”型企业中,股票市场开放带来的外部信息环境改善不能有效改善企业大股东行为,对企业内部控制有效性的改善有限(Bebchuk等,2002^[24];黎文靖和孔东民,2013^[25])。针对这一现象,本文提出以下假设:

H4: 相较于“两职兼任”型的企业,企业股票市场开放对于“两职分离”型企业内部控制有效性的改善效果更为明显。

三、研究设计与样本数据

(一) 实证模型设计

“沪深港通”交易制度实现了沪市、深市与港股股票市场交易的互联互通,是中国股票市场开放的重要里程碑。

本文以“沪深港通”开通这一股票市场开放政策为准自然实验,选取2013—2019年中国A股上市

企业为研究对象^①,构建双重差分模型,就股票市场开放对于上市公司企业内部控制有效性的影响,以及其间改善外部信息环境发挥的作用进行实证检验。其中,进入沪深港通标的企业为实验组,否则为对照组。基于准自然实验构建的双重差分模型,能够准确识别中国A股市场实施“沪深港通”这一股票市场开放政策对于进入沪深港通标的上市公司相较于其他企业的作用差异,进而有效缓解可能存在内生性等问题。具体实证模型如下所示:

$$Icq_{it} = \beta_0 + \beta_1 Reform_{it} + Controls_{it} + Ind_j + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Icq_{it} = \beta_0 + \beta_1 Reform_{it} \times Follow_{it} + Controls_{it} + Ind_j + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

上述模型中, i 、 t 分别表示企业与年份。 $Icq_{i,t}$ 为本文被解释变量,表示企业 i 在 t 年的内部控制有效性,以中国上市企业DIB迪博内部控制指数进行替代衡量。 $Reform_{i,t}$ 为股票市场开放虚拟变量,以企业是否进入“沪深港通”标的名单进行替代衡量,企业进入沪深港通标的当年及以后取值为1,否则为0。 $Follow_{i,t}$ 为企业外部信息环境。 $Controls_{i,t}$ 为一系列描述企业特征的控制变量。 Ind_j 、 $Year_t$ 分别为行业、年份固定效应,以控制宏观经济与行业因素对企业内部控制有效性的影响。 $Firm_i$ 代表企业固定效应。 ε_{it} 为残差项。

首先,本文对假设1进行检验。如模型(1)中 β_1 显著为正,说明股票市场开放与上市公司企业内部控制有效性提升正相关,股票市场开放能显著提高上市公司企业内部控制有效性,假设1成立。进一步,本文构建模型(2)对股票市场开放提升上市公司企业内部控制有效性的影响机理进行分析。若模型(2)中 $Follow_{i,t} \times Reform_{i,t}$ 系数显著为正,则说明股票市场开放能够通过改善外部信息环境提高上市公司企业内部控制有效性,假设2成立。

(二) 数据来源与处理

考虑到2012年中国主板上市企业内部控制规范体系全面施行,本文选取2013—2019年中国主板上市企业为研究样本。本文的上市公司内部控制数据来

^① 2012年沪深证交所分别对原《股票上市规则》进行修订,出台新的退市规则对股票市场进行系统规范。为了缓解这一事件对实证结果可能造成的干扰,同时考虑2012年中国主板上市企业内部控制规范体系全面施行,笔者选取2013年为研究起点。考虑到“新冠疫情”可能对企业内部控制有效性造成影响,本文的研究期间截止至2019年。

自迪博 DIB 内部控制数据库, 信息环境等数据来自 CSMAR 数据库。参照周冬华等 (2018)^[26] 的做法, 本文对样本企业进行筛选, 剔除了金融行业企业与 ST 企业, 最终得到 11 411 个企业年度观测样本。同时, 为消除极端值的影响, 本文对关键的连续变量进行了前后 1% 水平的缩尾处理。

(三) 主要变量说明

企业内部控制有效性为本文被解释变量。本文所研究的上市公司企业“内部控制有效性”是指企业通过实施内部治理措施保证经营管理合法合规、资产安全、财务报告及相关信息真实完整、提高经营效率和效果、促进企业实现发展战略的有效性水平。借鉴相关研究, 本文选取中国上市企业 DIB 迪博内部控制指数 (*Icq*) 衡量上市公司企业内部控制有效性。内部控制指数 (*Icq*) 取值越大, 内部控制有效性越高。

企业外部信息环境是本文研究股票市场开放如何对企业内部控制有效性产生影响的重要机制。事实上, 企业外部信息环境的优劣直接决定了投资者与企业管理层间存在的信息不对称程度。而分析师能够通

过对信息的加工整合减少企业与投资者之间的信息不对称, 改善企业外部信息环境 (Frankel 和 Li, 2004^[27])。分析师关注度愈高, 信息愈透明, 监督体系愈完善, 企业外部信息环境愈好 (王俊杰等, 2022^[28])。参考郭阳生等 (2018)^[2] 的研究, 本文以分析师关注 (*Follow*) 衡量企业外部信息环境, 并以研报关注 (*Res*) 与信息透明度 (*Opacity*) 进行替代衡量作为稳健性检验。其中, 分析师关注 (*Follow*) 为一个会计年度内对该企业进行过跟踪分析的分析师 (团队) 数量, 研报关注 (*Res*) 为一个会计年度内分析该企业的研报数量, 信息透明度 (*Opacity*) 为沪深交易所披露的上市企业信息透明度等级。

此外, 本文参考现有研究, 对企业规模 (*Size*)、上市年限 (*Age*)、营业收入增长率 (*Grow*)、资产报酬率 (*Roa*)、托宾 Q 值 (*Tbq*)、账面市值比 (*Mb*)、股权集中度 (*Shrhfd5*)、资产负债率 (*Lev*)、总资产周转率 (*At*)、是否为国际四大会计事务所审计 (*Big4*) 等一系列企业自身特征变量进行控制。变量定义与 CSMAR 数据库定义一致。具体变量定义如下表 1 所示。

表 1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义说明
内部控制有效性	<i>Icq</i>	中国上市企业 DIB 迪博内部控制指数
股票市场开放	<i>Reform</i>	企业为沪港通或深港通标的取值为 1, 否则为 0
外部信息环境	<i>Follow</i>	本期内对该企业进行过跟踪分析的分析师 (团队) 数量
企业规模	<i>Size</i>	企业平均总资产的自然对数
上市年限	<i>Age</i>	企业至本期上市年数
营业收入增长率	<i>Grow</i>	营业收入增长率, 当年营业收入除以上年营业收入后减 1
资产收益率	<i>Roa</i>	净利润/平均总资产
托宾 Q 值	<i>Tbq</i>	市值/重置成本
账面市值比	<i>Mb</i>	总资产/市值
股权集中度	<i>Shrhfd5</i>	前 5 位大股东持股比例平方和
资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额/资产总额
总资产周转率	<i>At</i>	营业收入/平均资产总额
四大审计哑变量	<i>Big4</i>	年度审计单位为“四大”会计师事务所取值为 1, 否则为 0

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表 2 报告了企业内部控制有效性等主要变量样本描述性统计结果, 2013—2019 年共 11 411 个年度样本观测值。其中, 内部控制有效性 (*Icq*) 的均值为

627.59, 最小值为 0, 最大值为 941.35。股票市场开放虚拟变量 (*Reform*) 的均值为 0.3, 说明在股票市场开放后, 中国 A 股上市企业中约有 30% “企业-年度”进入了“沪深港通”标的名单。企业外部信息环境 (*Follow*) 均值为 7.69, 最小值为 0, 最大值为 75, 说明不同企业的外部信息环境存在显著差异。此外, 本

文通过对主要变量进行 Pearson 相关系数检验与多重共线性检验,以排除可能存在的多重共线性问题^①。

表 2 变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Icq</i>	11 411	627.59	153.44	0.00	941.31
<i>Reform</i>	11 411	0.30	0.46	0.00	1.00
<i>Follow</i>	11 411	7.69	10.41	0.00	75.00
<i>size</i>	11 411	22.14	1.40	19.07	26.32
<i>Age</i>	11 411	11.12	7.26	2.00	30.00
<i>Grow</i>	11 411	0.19	0.49	-0.72	3.83
<i>Roa</i>	11 411	0.04	0.07	-0.26	0.22
<i>Tbq</i>	11 411	2.18	1.53	0.90	10.28
<i>Mb</i>	11 411	0.60	0.25	0.10	1.13
<i>Shrhfd5</i>	11 411	0.16	0.11	0.01	0.55
<i>Lev</i>	11 411	0.43	0.21	0.06	0.94
<i>At</i>	11 411	0.39	0.35	0.00	1.79
<i>Big4</i>	11 411	0.06	0.24	0.00	1.00

(二) 基准回归结果

为了探究股票市场开放对于企业内部控制有效性的影响,本文以“沪深港通”开通这一股票市场开放政策的实施为准自然实验,构建基准模型(1)并进行回归分析。表3报告了本文的基准回归结果。列(1)仅控制了企业层面固定效应,列(2)同时对企业与年份固定效应进行控制,列(3)进一步对行业固定效应进行控制。如列(1)~列(3)所示,股票市场开放 $Reform_{i,t}$ 系数均在1%的水平上显著为正;表明进入“沪深港通”标的名单、享受股票市场开放红利对于提升企业内部控制有效性具有显著正向作用。以上基准回归结果显著支持了本文假设1,说明股票市场开放与企业内部控制有效性提升正相关,能够显著提高上市公司企业内部控制有效性。

此外,资产负债率与总资产周转率是衡量企业融资约束与代理成本的重要指标之一。从基准回归结果中我们可以看出,资产负债率(*Lev*)系数在1%的水平上显著为负,表明面临越大融资约束的企业(Hansen, 1999^[29]),内部控制有效性越低;总资产周转率(*At*)系数在1%的水平上显著为正,表明外部投资者与管理层之间第一类代理问题越大的企业

(翟胜宝等, 2018^[30]),内部控制有效性越低。总体而言,上述回归结果进一步支持了本文“股票市场开放与企业内部控制有效性正相关”的假设。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Icq</i>	<i>Icq</i>	<i>Icq</i>
<i>Reform</i>	13.543*** (4.635)	17.018*** (4.783)	15.638*** (4.782)
<i>Size</i>	28.271*** (3.987)	29.509*** (4.082)	31.292*** (4.151)
<i>Age</i>	-10.416*** (0.823)	-10.698*** (0.916)	-10.435*** (0.916)
<i>Big4</i>	5.755 (14.454)	4.683 (14.431)	12.361 (14.471)
<i>Grow</i>	23.598*** (2.510)	24.815*** (2.537)	25.390*** (2.539)
<i>Roa</i>	61.410*** (8.577)	59.713*** (8.573)	58.487*** (8.629)
<i>Tbq</i>	0.889 (1.737)	1.173 (1.751)	0.421 (1.756)
<i>Mb</i>	8.144 (11.745)	0.139 (13.308)	-6.077 (13.335)
<i>Shrhfd5</i>	3.190 (29.702)	1.344 (29.689)	-1.676 (29.863)
<i>Lev</i>	-118.262*** (9.058)	-121.325*** (9.084)	-122.956*** (9.099)
<i>At</i>	30.627*** (5.874)	28.414*** (5.904)	26.988*** (5.903)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	Yes	Yes
行业固定效应	No	No	Yes
样本数	11 411	11 411	11 411
<i>R</i> ²	0.062	0.066	0.073

注:括号内为标准误,*、**、***表示在10%、5%、1%的水平上显著。下同。

(三) 影响机理分析

假设2指出股票市场开放能够通过改善企业外部信息环境从而促进其内部控制有效性提升,本文构建模型(2)对这一假设进行实证检验。表4汇报了该机制检验回归结果。交互项 $Follow_{i,t} \times Reform_{i,t}$ 系数在1%的水平上显著为正,说明股票市场开放能够显著改善外部信息环境从而优化企业内部控制,提高上市公司企业内部控制有效性。假设2成立。

① 限于篇幅,相关系数检验与多重共线性检验结果未在正文中汇报,实证结果备索。

表 4 影响机理分析

变量	<i>Icq</i>
<i>Follow_Reform</i>	0.883 *** (0.192)
控制变量	Yes
固定效应	Yes
样本数	11 411
R^2	0.074

五、稳健性检验

为保证结论的稳健性，本文通过平行趋势检验、对外部信息环境、内部控制有效性进行替代衡量，从多维度对上述“股票市场开放能够通过改善企业外

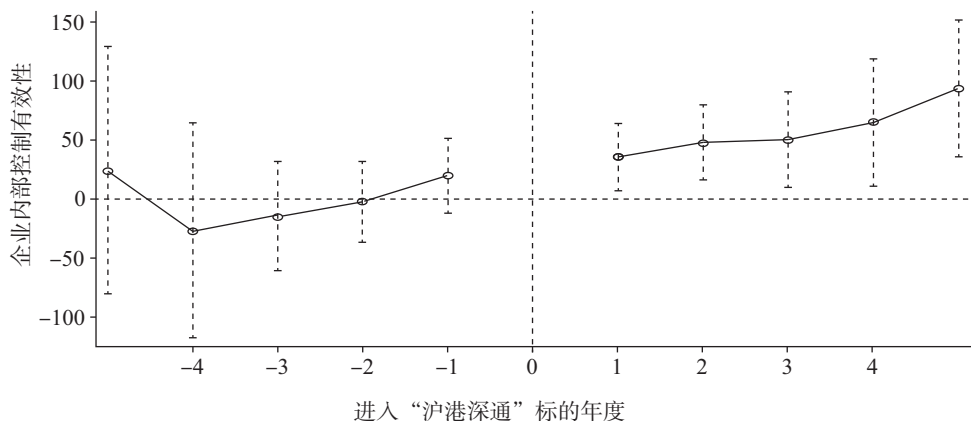


图 1 平行趋势检验

(二) 更换企业外部信息环境的衡量方式

本文在基准回归中采用分析师跟踪，即一个会计年度内对该企业进行过跟踪分析的分析师（团队）数量，衡量企业外部信息环境。为了缓解这一衡量方式可能存在的测度误差，本文在稳健性检验中以研报关注 (*Res*)、信息透明度 (*Opacity*) 对企业外部信息环境进行替代衡量。现有研究表明，提升企业信息透明度，能够提高股价信息含量（钟覃琳和陆正飞，2018^[11]）、降低噪音程度（李沁洋和许年行，2019^[31]），从而显著改善企业外部信息环境；企业信息透明度愈低，治理水平愈差（黎文靖和孔东民，2013^[25]）。参考相关研究，本文以研报关注 (*Res*)，即一个会计年度内对该企业进行过跟踪分析的研报数量、信息透明度 (*Opacity*，沪、深交易所披露的上市企业信息透明度等级)，对企业外部信息环境进行替代衡量。

表 5 汇报了替换变量外部信息环境的估计结果。从研报关注视角来看：列（1）研报关注与股票市场开放的交互项 *Res_Reform* 估计系数显著为正，说明股

票市场开放能够通过吸引研报关注改善外部信息环境，进而显著提升内部控制有效性。从信息透明度视角来看：列（2）交互项 *Opacity_Reform* 的估计系数仍显著为正，说明股票市场开放提高了企业信息透明度，从而有利于内部控制有效性提升。综合表 5 的汇报，回归结果与基准回归结论一致，替换变量外部信息环境没有改变本文实证结论。

(一) 平行趋势检验

图 1 报告了本文平行趋势的检验结果，横坐标为企业进入“沪深港通”标的的相对时间，纵坐标为回归系数。如图 1 所示，在企业进入“沪深港通”标的前（横坐标 $t=0$ 之前），系数的置信区间均不显著异于 0，“政策冲击”前实验组和对照组的内部控制有效性存在平行趋势；而股票市场开放后，随着企业逐渐进入“沪深港通”标的，变量系数开始显著为正，意味着股票市场开放能够显著提升进入“沪深港通”标的企业的内部控制有效性，平行趋势假定成立。

票市场开放能够通过吸引研报关注改善外部信息环境，进而显著提升内部控制有效性。从信息透明度视角来看：列（2）交互项 *Opacity_Reform* 的估计系数仍显著为正，说明股票市场开放提高了企业信息透明度，从而有利于内部控制有效性提升。综合表 5 的汇报，回归结果与基准回归结论一致，替换变量外部信息环境没有改变本文实证结论。

表 5 替换变量外部信息环境

变量	(1)	(2)
	<i>Icq</i>	<i>Icq</i>
<i>Res_Reform</i>	0.160 ** (0.062)	
<i>Opacity_Reform</i>		8.422 *** (1.675)
控制变量	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes
样本数	7 984	7 178
R^2	0.095	0.094

(三) 替换被解释变量企业内部控制有效性

本文通过多种方式对关键被解释变量企业内部控制有效性进行替代衡量,以规避指标测度中可能存在的偏误。现有研究表明,内部控制缺陷越大,企业盈余管理动机越强(Jiambalvo, 1996^[32]),因而审计费用越高(Hogan和Wilkins, 2008^[33]),第一类代理问题越为严重,管理费用率越高(刘浩等, 2015^[34])。参考相关研究,本文分别选取审计费用(Lnfee)、管理费用率(Mfee)、内部控制的自然对数(Lnicq)对企业内部控制进行替代衡量。其中审计费用(Lnfee)为年度审计费用除以当年企业总资产的自然对数。

表6 替换被解释变量的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Lnfee	Mfee	Lnicq
Follow_reform	-0.004 *** (0.000)	-0.021 *** (0.007)	0.007 *** (0.002)
控制变量	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数	11 334	11 409	11 411
R ²	0.478	0.060	0.056

表6汇报了该稳健性检验的估计结果。列(1)与列(2)交互项估计系数显著为负,说明股票市场开放能够通过改善外部信息环境从而导致企业审计费用与管理费用率下降,内部控制缺陷显著减少。列(3)交互项估计系数显著为正,意味着股票市场开放,能够改善外部信息环境,企业内部控制有效性上升。综合表6的汇报结果,替换被解释变量没有改变本文实证结论,再次证明本文研究结论的稳健性。

六、异质性分析

本文进一步就股票市场开放对于企业内部控制有效性的提升在不同类型企业间存在的效果差异进行异质性分析。如前文理论分析所述,重点关注企业融资约束异质性与管理层权力异质性。

(一) 融资约束异质性

参考马述忠等(2017)^[35]的研究,本文将样本企业划分为高融资约束企业与低融资约束企业两组,并通过分组回归的方式探究融资约束异质性对于股票市场开放政策效果的影响。其中,以SA指数衡量企业融资约束,指数越大则企业面临的融资约束越高

(Hadlock和Pierce, 2010^[36])。表7列(1)和列(2)汇报了股票市场开放改善企业外部信息环境从而提高内部控制有效性对于面临不同水平融资约束企业的政策效果差异。列(1)系数在1%的水平上显著为正,而列(2)系数仅在5%的水平上表现显著。实证结果表明,相较于融资约束较低的企业,面临高融资约束的企业政策效果更为明显,假设3成立。考虑到融资约束较高的企业往往信息不对称程度较强(陈运森等, 2019^[14]),这一回归结果进一步显示了股票市场开放过程中外部信息环境的改善有助于缓解企业外部投资者与管理层间存在的信息不对称,从而促进上市公司企业内部控制有效性提升。

(二) 管理层权力异质性

本文通过企业董事长与总经理是否由同一人担任,将样本企业划分为“两职兼任”型与“两职分离”型企业,并通过分组回归的方式探究管理层权力异质性对于股票市场开放政策效果的影响。表7的列(3)和列(4)分别报告了股票市场开放对于“两职兼任”型和“两职分离”型企业的政策效果差异。列(3)中“两职兼任”型企业的交互项系数在10%的水平上未表现显著,而列(4)中“两职分离”型企业的交互项系数在10%的水平表现显著,实证结果表明,相较于“两职兼任”型企业,股票市场开放对企业内部控制有效性的正向影响主要表现在“两职分离”型企业,假设4成立。这一回归结果进一步显示了股票市场开放过程中外部信息环境的改善有助于缓解企业外部投资者与管理层间存在的代理问题,从而促进上市公司企业内部控制有效性提升。改善外部环境对于股票市场开放提升企业内部控制有效性的作用,在于缓解外部投资者与管理层间可能存在的第一类代理问题,对于第二类大股东代理可能失效。

表7 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高融资约束	低融资约束	两职兼任	两职分离
Follow_Reform	0.615 *** (0.202)	1.308 ** (0.564)	0.411 (0.369)	1.042 *** (0.253)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	5 676	5 735	2 491	6 112
R ²	0.134	0.080	0.137	0.071

七、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文基于中国股票市场开通“沪深港通”这一准自然实验，以2013—2019年中国A股上市企业为研究对象，构建双重差分模型，实证研究股票市场开放对于企业内部控制有效性的影响及其影响机理，得到以下主要研究结论。

第一，股票市场开放与上市公司企业内部控制有效性正相关。我们的研究结果证实，中国A股市场通过“沪深港通”向香港及境外投资者开放，能够有效推动企业内部控制有效性的提升。当前，我国A股市场“暴雷”事件时有发生，上市企业内部控制有效性较成熟股票市场仍有很大差距。本文基于“沪深港通”这一股票市场开放政策，强调股票市场开放对于企业内部控制有效性的正向影响，为更好地推动资本市场开放，进而优化企业内部控制提供了实证支持。

第二，股票市场开放通过改善外部信息环境提高上市公司企业内部控制有效性。我们的研究表明：“沪深港通”交易制度实施后，企业的外部信息环境得到了显著改善。这种改善能够缓解企业外部投资者与管理层之间存在的信息不对称问题，从而进一步提升企业内部控制有效性。本文从外部信息环境的视角，揭露股票市场开放改善企业内部控制有效性的作用机理和影响机制，相关结论可以为上市企业优化内部治理结构、提高内部控制有效性提供理论和实证依据。

第三，股票市场开放对上市公司内部控制有效性的提升效应因企业的融资约束能力和管理层结构而存在差异。本研究发现：在受融资约束更强的企业和采用“董事长不兼任总经理”的“两职分离”型企业中，股票市场开放对内部控制的提升效果更为显著。一方面，受融资约束更强的企业面临着更大的融资困难，股票市场的开放提供了更多的融资渠道和机会，促使这些企业加强内部控制机制、改善信息披露，以吸引投资者并增强市场信心。另一方面，在“两职分离”型上市企业中，董事会与执行层之间存在明确的分工和制衡；在股票市场开放后，这种管理层结构可以更好地发挥作用，确保董事会的独立监督和执行层的有效运营，从而提高内部控制的有效性。本文的研究结论证实：在进一步推进股票市场开放的过程中，应充分考虑企业的异质性，在制定相关细则时，应采取因地制宜的方式，精准地考虑不同类型企业的

特点和需求，以促进其内部控制有效性的提升。

(二) 管理启示

结合上述研究结论，本文可以得到以下几点管理启示：

第一，中国政府应该进一步扩大股票市场开放，逐步放宽境外投资者在A股市场的交易范围和投资限制。股票市场开放可以为国内上市企业提供更多融资机会和资本支持，有效促进内部控制有效性的提升。通过吸引更多境外投资者的参与，中国股市可以获得更多的资金、技术和管理经验，并提高整体市场的竞争力和稳定性。随着近十年来中国“沪深港通”制度的逐步成熟，应适时地将A股市场中更多的上市企业纳入“沪深港通”标的，同时积极拓展我国与其他国家股票市场间的联通互通，探索股票市场开放道路上符合中国国情的制度与模式创新，进一步完善股票市场开放制度。

第二，政府和相关监管机构应该大力改善上市企业的外部信息环境，营造“公开透明、风清气正”的良好投资氛围。一方面，应加强境外投资者的服务保障工作，以吸引更多的境外投资者投资于我国A股市场，切实发挥境外投资者对于改善企业外部信息环境的显著正向作用。另一方面，应加强专业证券分析师队伍的培训与管理，扩充证券分析师团队数量，提升证券分析服务专业水平，发挥信息中介在企业信息汇集、扩散等方面的重要作用，营造更为优质的企业外部信息环境。

第三，政府和监管机构在推进股票市场开放过程中，应精准考虑不同类型企业的特点和需求。对于融资约束较高的企业，政府和监管机构应该采取积极措施，提供更多的融资支持和便利，以帮助这些企业克服融资难题。对于管理层结构存在问题的企业，应该加强公司治理和内部控制建设。通过建立独立的董事会、监事会和内部审计机构，加强对管理层的监督和约束。在推进股票市场进一步开放过程中，通过精准的机制设计完善公司治理结构，保障股票市场开放等外部治理机制能够在提升企业内部控制有效性等方面切实发挥功效。

(三) 研究局限与展望

本文基于中国“沪深港通”交易制度实施这一准自然实验，揭示了股票市场开放对于企业内部控制有效性的影响及其机理。对本问题的进一步研究，可以从以下三个方面进行拓展。其一，本研究从内部控制有效性的角度考察了上市公司内部控制制度，不能

全面地反映公司治理结构变化。未来还可以从企业的内部控制缺陷的披露、内部控制意见购买等方面,多维度、多视角地考察股票市场开放对于企业内部控制方面的影响。其二,本研究在考察作用机理时,强调股票市场开放通过改善外部信息环境,正向影响企业内部控制有效性。然而,随着中国股票市场的进一步开放,是否还存在其他因素共同影响股票市场开放与

企业内部控制有效性之间的关系,可以在未来进一步深入探讨。其三,资本市场开放不仅包含股票市场开放,也包含其他证券市场如债券市场的开放。随着中国股票市场对外开放取得积极进展,债券市场开放也正逐步推进,股票市场开放有助于企业内部控制有效性提升的结论,在债券市场开放中是否仍然适用,也是未来的研究重点之一。

参考文献

- [1] 陈志军,董美彤,马鹏程,闵亦杰.媒体与机构投资者关注对内部控制的交互作用——来自国有企业的经验数据[J].财贸研究,2020(9):99-110.
- [2] 郭阳生,沈烈,郭枚香.沪港通改善了上市公司信息环境吗?——基于分析师关注度的视角[J].证券市场导报,2018(10):35-43,50.
- [3] 万华林,朱凯,于雪彦.资本市场开放促进了资本市场公平吗?:基于“沪港通”开放事件的准自然实验研究[J].世界经济研究,2022(4):91-104,137.
- [4] Albuquerque R, Bauer G H, Schneider M. Global Private Information in International Equity Markets [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94 (1): 18-46.
- [5] Aboody D, Hughes J, Liu J. Earnings Quality, Insider Trading, and Cost of Capital [J]. Journal of Accounting Research, 2005, 43 (5): 651-673.
- [6] 李晓慧,张明祥,李哲.管理层自利与企业内部控制缺陷模仿披露关系研究——基于制度理论分析[J].审计研究,2019(2):64-72.
- [7] 梁上坤.媒体关注、信息环境与公司费用粘性[J].中国工业经济,2017(2):154-173.
- [8] Luo X, Zheng Q. How Firm Internationalization Is Recognized by Outsiders: The Response of Financial Analysts [J]. Journal of Business Research, 2018 (90): 87-106.
- [9] Xu N, Jiang X, Chan K C, Yi Z. Analyst Coverage, Optimism, and Stock Price Crash Risk: Evidence from China [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2013 (25): 217-239.
- [10] 陈作华,陈娇娇,吴大新.资本市场开放抑制了高管机会主义减持行为吗?——基于“陆港通”的经验证据[J].证券市场导报,2022(5):35-46.
- [11] 钟覃琳,陆正飞.资本市场开放能提高股价信息含量吗?——基于“沪港通”效应的实证检验[J].管理世界,2018(1):169-179.
- [12] Henry PB. Stock Market Liberalization, Economic Reform, and Emerging Market Equity Prices [J]. The Journal of Finance, 2000, 55 (2): 529-564.
- [13] 李沁洋,何银莹,刘向强,马天平.资本市场开放对企业融资约束的影响机制研究:基于“沪深港通”的经验证据[J].世界经济研究,2023(4):87-102,136.
- [14] 陈运森,黄健峤,韩慧云.股票市场开放提高现金股利水平了吗?——基于“沪港通”的准自然实验[J].会计研究,2019(3):55-62.
- [15] Young S M, Peng E Y. An Analysis of Accounting Frauds and the Timing of Analyst Coverage Decisions and Recommendation Revisions: Evidence from the US [J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2013 (40): 399-437.
- [16] Fang J, Haw I M, Yu V, Zhang X. Positive Externality of Analyst Coverage upon Audit Services: Evidence from China [J]. Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics, 2014 (2): 186-206.
- [17] Ren L, Zhong X, Wan L. Missing Analyst Forecasts and Corporate Fraud: Evidence from China [J]. Journal of Business Ethics, 2022, 181: 171-194.
- [18] Boyd J, Smith B. The Coevolution of the Real and Financial Sectors in the Growth Process [J]. The World Bank Economic Review, 1996, 10 (2): 371-396.
- [19] Gillan S, Starks L T. Corporate Governance, Corporate Ownership, and the Role of Institutional Investors: A Global Perspective [J]. Journal of Applied Finance, 2003 (10): 4-22.
- [20] 张莹,池国华.CEO声誉与企业内部控制质量[J].中南财经政法大学学报,2023,258(3):16-27.
- [21] 顾奋玲,解角羊.内部控制缺陷、审计师意见与企业融资约束——基于中国A股主板上市公司的经验数据[J].会计研究,2018(12):77-84.
- [22] 罗进辉.媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角[J].金融研究,2012(10):153-166.
- [23] 齐获.“沪深港通”机制与企业创新研究——基于多期DID的实验证据[J].当代财经,2020(2):76-88.
- [24] Bebchuk L A, Fried J, Walker D. Managerial Power and Rent Extraction in the Design of Executive Compensation [J]. The University of Chicago Law Review, 2002 (69): 51-846.

- [25] 黎文靖, 孔东民. 信息透明度、公司治理与中小股东参与 [J]. 会计研究, 2013 (1): 42-49, 95.
- [26] 周冬华, 方瑄, 黄文德. 境外投资者与高质量审计需求——来自沪港通政策实施的证据 [J]. 审计研究, 2018 (6): 56-64.
- [27] Frankel R, Li X. Characteristics of a Firm's Information Environment and the Information Asymmetry between Insiders and Outsiders [J]. Journal of Accounting and Economics, 2004, 37 (2): 229-259.
- [28] 王俊杰, 刘定, 刘芬芬. 联合调研与“关系型”分析师的新价值 [J]. 财经研究, 2023 (3): 1-17.
- [29] Hansen B. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999 (2): 345-368.
- [30] 翟胜宝, 许浩然, 唐玮, 高康, 曹蕾. 银行关联与企业创新——基于我国制造业上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2018 (7): 50-56.
- [31] 李沁洋, 许年行. 资本市场对外开放与股价崩盘风险——来自沪港通的证据 [J]. 管理科学学报, 2019 (8): 108-126.
- [32] Jiambalvo J. Discussion of “Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An Analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by the SEC” [J]. Contemporary Accounting Research, 1996 (1): 37-47.
- [33] Hogan C, Wilkins M. Evidence on the Audit Risk Model: Do Auditors Increase Audit Fees in the Presence of Internal Control Deficiencies [J]. Contemporary Accounting Research, 2008 (25): 219-242.
- [34] 刘浩, 许楠, 时淑慧. 内部控制的“双刃剑”作用——基于预算执行与预算松弛的研究 [J]. 管理世界, 2015 (12): 130-145.
- [35] 马述忠, 张洪胜, 王笑笑. 融资约束与全球价值链地位提升——来自中国加工贸易企业的理论与证据 [J]. 中国社会科学, 2017 (1): 83-107, 206.
- [36] Hadlock C J, Pierce J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index [J]. The Review of Financial Studies, 2010 (5): 1909-1940.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

(上接第 105 页)

- [23] Brynjolfsson E, McElheran K. The Rapid Adoption of Data-driven Decision-making [J]. American Economic Review, 2016, 106 (5): 133-139.
- [24] Pagani M, Pardo C. The Impact of Digital Technology on Relationships in a Business Network [J]. Industrial Marketing Management, 2017, 67: 185-192.
- [25] 董松柯, 刘希章, 李娜. 数字化转型是否降低企业研发操纵? [J]. 数量经济技术经济研究, 2023 (4): 28-51.
- [26] 张任之. 数字技术与供应链效率: 理论机制与经验证据 [J]. 经济与管理研究, 2022 (5): 60-76.
- [27] 赵凯. R&D 成本内生性及政府补贴政策效应研究——基于新经济地理框架 [J]. 科学学与科学技术管理, 2016 (2): 42-52.
- [28] 谢康, 夏正豪, 肖静华. 大数据成为现实生产要素的企业实现机制: 产品创新视角 [J]. 中国工业经济, 2020 (5): 42-60.
- [29] 陈武, 陈建安, 李燕萍. 工业互联网平台: 内涵、演化与赋能 [J]. 经济管理, 2022 (5): 189-208.
- [30] 李柏洲, 王丹. 专利密集型企​​业原始创新知识搜寻作用机理 [J]. 科学学研究, 2022 (7): 1303-1313.
- [31] 蔡呈伟, 戚聿东. 工业互联网对中国制造业的赋能路径研究 [J]. 当代经济管理, 2021 (12): 40-48.
- [32] 李俊久, 张朝帅. 数字要素投入、专业化分工与中国制造业国际竞争力 [J]. 国际经贸探索, 2022 (11): 51-65.
- [33] Goldfarb A, Tucker C. Digital Economics [J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57 (1): 3-43.
- [34] 王君泽, 宋小炯, 杜洪涛. 基于解释结构模型的我国工业互联网实施影响因素研究 [J]. 中国软科学, 2020 (6): 30-41.
- [35] 蔡卫星, 倪晓然, 赵盼, 杨亭亭. 企业集团对创新产出的影响: 来自制造业上市公司的经验证据 [J]. 中国工业经济, 2019 (1): 137-155.
- [36] 佟岩, 孙毓, 王茜. 交叉上市与企业创新——以 A+H 上市公司为例 [J]. 科研管理, 2022 (6): 121-131.
- [37] Buzzell R D. Is Vertical Integration Profitable [J]. Harvard Business Review, 1983, 61 (1): 92-102.
- [38] 杨水利, 陈娜, 李雷. 数字化转型与企业创新效率——来自中国制造业上市公司的经验证据 [J]. 运筹与管理, 2022 (5): 169-176.
- [39] Gormley T A, Matsa D A. Common Errors: How to (and Not to) Control for Unobserved Heterogeneity [J]. Review of Financial Studies, 2014, 27 (2): 617-661.
- [40] 胡善成, 张彦彦, 周京奎. 垂直专业化、研发效率与垄断势力 [J]. 经济与管理研究, 2021 (6): 106-123.
- [41] 王旭, 张晓宁, 牛月微. “数据驱动”与“能力诅咒”: 绿色创新战略升级导向下企业数字化转型的战略悖论 [J]. 研究与发展管理, 2022, 34 (4): 51-65.
- [42] 刘亚亚, 曲婉, 冯海红. 中国大数据政策体系演化研究 [J]. 科研管理, 2019 (5): 13-23.
- [43] 毛捷, 曹婧, 杨晨曦. 营改增对企业创新行为的影响——机制分析与实证检验 [J]. 税务研究, 2020 (7): 12-19.
- [44] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007 [J]. 经济学 (季刊), 2012 (2): 541-558.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

全国文明城市与企业创新

——基于制造业企业数据的实证分析

National Civilized City and Enterprise Innovation:

An Empirical Study Based on the Data of Manufacturing Industry

毕添宇 易成栋 王瑶琪 王优容 陈敬安

BI Tian-yu YI Cheng-dong WANG Yao-qi WANG You-rong CHEN Jing-an

[摘要] 强化企业创新能力是落实创新驱动发展战略与推动经济高质量发展的关键。本文利用2004年至2013年中国制造业企业数据与中国专利申请数据,基于双重差分模型研究了创建全国文明城市对企业创新的影响及其机制。研究发现创建全国文明城市对中国地级市内制造业企业创新产出具有显著的正向促进作用。机制分析表明,企业发明创新产出和企业非发明创新产出均受到了显著促进作用,环境规制和城市创新环境优化是两个主要影响渠道。异质性分析表明,创建全国文明城市对融资约束较重、有政府隶属关系、技术水平较高产业和污染水平较低产业的企业创新产出具有更强的促进作用。

[关键词] 企业创新 全国文明城市 制造业企业 专利申请

[中图分类号] F270 F062.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 09-0117-12

Abstract: Strengthening enterprise innovation capabilities is the key to implement the Innovation-driven Development Strategy and to promote high-quality economic development. By using micro datasets of Chinese manufacturing enterprises and Chinese patent applications from 2004 to 2013, this paper analyzes the impacts of becoming a National Civilized City (NCC) on enterprise innovation as well as its mechanisms based on the difference-in-differences model. This paper finds that becoming a NCC could significantly increase the innovation outputs of manufacturing enterprises within the awarded prefecture-level cities. The mechanism analyses show that both inventive outputs and non-inventive outputs are significantly promoted. Stringent environmental regulations and the optimized innovative environment are the two main mechanism channels. Heterogeneity analyses show that the NCCs have stronger innovation promotion effects on enterprises with higher financing constraints or government affiliation relations. Enterprises within high-tech industries or low-polluting industries can enjoy stronger innovation promoting effects.

Key words: Enterprise innovation National civilized city Manufacturing enterprises Patent application

[收稿日期] 2022-11-15

[作者简介] 毕添宇,男,1993年9月生,中央财经大学管理科学与工程学院博士研究生,研究方向为城市与区域经济和企业创新;易成栋,男,1972年6月生,中央财经大学管理科学与工程学院教授,研究方向为房地产经济;王瑶琪,女,1967年1月生,北京中医药大学、中央财经大学博士生导师,研究方向为投资项目管理和创新管理;王优容,女,1980年5月生,中央财经大学管理科学与工程学院副教授,研究方向为城市经济与住房市场;陈敬安,男,1994年11月生,中央财经大学管理科学与工程学院博士研究生,研究方向为房地产经济。本文通讯作者为易成栋,联系方式为 chdyi@cufe.edu.cn。

[基金项目] 教育部人文社会科学研究规划基金项目“基于新发展理念的国家城市光荣榜时空演化机理、效应和提升策略研究”(项目编号:21YJAZH104);国家自然科学基金面上项目“基于城市网络视角的都市圈住房市场时空演化机理、效应和引导策略”(项目编号:72174220)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

党的二十大报告强调：“创新是第一动力。”当前，中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，同时也面临着经济全球化受阻等严峻的外部挑战。中国必须加快实现国家技术进步从外生拉动向内生孕育为主的模式转变，坚持走以创新驱动为主的发展道路（洪银兴，2013^[1]）。企业是推动经济发展和技术进步的基本力量，强化企业主体的创新能力是落实我国创新驱动发展战略与推动经济高质量发展的关键所在。

中国实现当前的发展成就离不开“中央-地方”激励体制下地方政府间竞争的作用（Xu，2011^[2]）。为激励城市政府强化非经济领域的治理工作，20世纪80年代末以来，中央有关单位设计推行出各类国家级城市评比达标表彰项目（下文简称“国家级城市评比项目”）。其中，含金量最高、影响范围最广的是全国文明城市（刘思宇，2019^[3]）。2005年至2021年，全国文明城市评选已开展六届，受到了地方城市的热烈响应。创建全国文明城市能有效提升城市文明水平，为城市内的企业和居民创造更好的生产、生活环境。那么，城市内微观企业的创新活动是否也会受到有利影响？可能的影响机制又是什么？对此问题的研究可以为优化中国企业的创新能力提供新的思路启发，具有良好的政策含义和现实意义。

本文研究了创建全国文明城市对企业创新产出的影响。本文使用2004年至2013年制造业企业微观数据和专利申请数据，构建双重差分模型进行了实证分析。研究发现，创建全国文明城市对城市内总的企业创新产出、企业发明创新产出和企业非发明创新产出均具有显著促进作用，环境规制和城市创新环境优化是两个主要影响渠道。同时，创建全国文明城市对融资约束较重、有政府隶属关系、技术水平较高和污染水平较低产业的企业创新产出具有更强的促进作用。

与已有研究相比，本文的边际贡献主要体现在以下两点。第一，丰富了评估创建全国文明城市政策效应的研究。现有研究围绕创建全国文明城市的环境治理成效（谌仁俊等，2021^[4]；Zhang等，2021^[5]；吴敏和黄玖立，2022^[6]）以及各类社会经济利益（黄少安和周志鹏，2020^[7]；姚鹏等，2021^[8]；石大千

等，2019^[9]；吴海民等，2015^[10]；Chai等，2022^[11]）展开了丰富讨论。然而，鲜有文献直接讨论创建全国文明城市对微观企业创新的影响，本文是对此的补充。第二，本研究也是对中国各类创新促进政策研究的丰富拓展。现有研究主要讨论了中国选择性产业政策或创新补贴政策（张杰等，2015^[12]；黎文靖和郑曼妮，2016^[13]；郭玥，2018^[14]）、知识产权保护等创新制度政策（刘思明等，2015^[15]；夏后学等，2019^[16]）以及以高新技术开发区为代表的地区导向型政策（Wang，2013^[17]；Kong等，2021^[18]）对微观企业创新的影响作用。创建全国文明城市的作用与上述政策有所区别：首先创建全国文明城市并未对企业创新做出明确规定，城市政府缺乏动机对企业创新进行直接补贴；其次相比于知识产权保护等制度的建设，城市精神文明建设工程的综合性更强，内容涵盖更广；最后与地区导向型政策相比，创建全国文明城市的作用主要在于优化既有的集聚经济正外部性，而非打造新的产业或创新集群。本文的研究结论表明，可以通过优化城市既有的创新环境来激发企业的创新活力，这为促进中国微观企业的创新产出水平提供了新的政策视角与思路。

二、制度背景与研究假说

（一）制度背景

创建全国文明城市由中央精神文明建设指导委员会（以下简称“中央文明委”）主导推行。依据2003年出台的《中央精神文明建设指导委员会关于评选表彰全国文明城市、文明村镇、文明单位的暂行办法》等文件，中央文明委在2005年评选出了首批全国文明城市，自此平均每三年评选一次，至2020年已评选六届^①。创建全国文明城市的特点主要体现在两个方面：一方面，全国文明城市具有广泛且强劲的社会影响力。根据中国文明网的介绍，全国文明城市是“反映一个城市经济、政治、文化、社会、生态文明建设和党的建设综合发展成果的最高荣誉”，是普遍公认的综合性强、含金量最高、公信力最大的国家级城市评比项目，对地方政府具有很强的激励作用（刘思宇，2019^[3]）。各届获奖城市的数量呈现上升趋势，如获评的地级市单位就从2005年第一届的9个增加到2020年第六届的40个。

① 公布全国文明城市获评名单的年份分别为2005、2009、2011、2015、2017和2020年。

另一方面,全国文明城市测评体系的系统性强。首先,全国文明城市测评体系包括了政务、市场、人文、生态等多方面的内容。相比国家园林城市等其同类项目,全国文明城市的测评内容不仅突出了对精神文明建设的要求,也囊括城市市政建设、城市卫生环境等方面的指标。其次,全国文明城市评选遵循着“城市政府申报—省级部门推荐—中央文明委评定”的流程,周期约为三年;同时获评后的城市会接受严格且持续的复查,保证了政策激励的持续性。此外,城市政府是实施参评工作的主导者,城市政府的参评行为是全国文明城市政策效果的源头之一(易成栋等,2022^[19])。

(二) 研究假说

考虑空间维度时,企业的创新产出由企业自身的创新生产方程和外部的创新环境共同决定(Carlino和Kerr,2015^[20])^①。与选择性产业政策或创新补贴政策的直接干预不同,创建全国文明城市通过实施环境规制措施(environmental regulations)和优化城市创新环境影响企业创新产出。本小节对这两种影响机制展开分析,并提出待检验的研究假说。

1. 环境规制措施的作用。

全国文明城市测评体系对企业提出的具体要求主要体现在环境治理方面。以2011版地级市全国文明城市测评体系为例^②,仅在其测评项目“I-8可持续发展的生态环境”中有与企业责任直接相关的内容,例如指标“工业企业污染防治”中有“重点工业企业主要污染物排放稳定达标率≥90%”等要求。据此为加快实现企业污染外部性的内部化,城市政府有很强的动机实施环境规制措施(湛仁俊等,2021^[4])。

针对政府环境规制影响企业创新的问题,存在两类观点:“成本效应假说”认为环境规制措施会增加企业的成本,从而挤压企业创新投资的空间;“波特效应假说”则认为合理的环境规制措施会促进企业通过创新改善生产方式(王国印和王动,2011^[21])。两类观点均有丰富的经验证据支持,因此环境规制措施的总效应可认为是两种力量综合的结果。本文认为,创建全国文明城市中的环境规制措施对企业创新产出具有正向净效应的可能性更大。一方面,为减轻

成本效应的负面影响,地方政府在实施环境规制的同时往往也会给予企业一定的财政补贴,这缓解了企业财务压力(Jiang等,2018^[22]);另一方面,因复查制度的存在,环境规制措施很可能会持续至获评后的时期,此时面对长期的规制压力,企业更可能选择通过创新来改善自身的污染治理能力。例如,湛仁俊等(2021)^[4]就发现创建全国文明城市造成的企业污染减排中约有80.3%来源于企业的清洁技术升级。

2. 城市创新环境优化的作用。

全国文明城市测评体系对城市文明进行了综合界定,具体包括廉洁高效的政务环境、公平诚信的市场环境和舒适便利的生活环境等九项城市文明内容。创建全国文明城市能够帮助城市文明水平得到显著提升,这也意味着企业所处的城市创新环境将得到优化。下文将从集聚经济作用效率与企业创新资金两个方面进行具体解释。

第一,城市文明环境的改善使得集聚经济对企业创新的作用效率得到提升。集聚经济是企业创新活动空间集聚格局形成的基本力量,包括共享、匹配和学习三类微观机制(Carlino和Kerr,2015^[20])。创建全国文明城市会优化三类机制的作用效率,进而促进企业创新。从指标设置可以看出这种优化作用的存在,例如测评项目“I-3公平诚信的市场环境”中,就有“建立企业信用供求机制”“建立企业与重点人群的信用信息公开和共享机制”等要求。从理论视角来看,共享机制方面,改善市场环境可以帮助企业更快地获取价格合理的中间投入品或生产性服务,为企业创新节省了财务空间;同时,知识产权保护制度的完善、社会信任程度的提升等,使得企业可以更加放心地通过研发外包等市场组织途径优化创新效率(Helsley和Strange,2002^[23])。匹配机制方面,高技术人员与企业匹配的效率和质量都会得到提升,技术工人也会更愿意投资自身的人力资本(Berliant等,2006^[24])。学习机制方面,创新的实现表现为知识的产生、传播和积累,再到知识实际转化为新经济价值的系统过程(Carlino和Kerr,2015^[20])。一方面,创建全国文明城市提供了更加公正的法治环境以及更

① 例如可借鉴Carlino和Kerr(2015)的思路,设定如下函数形式刻画这种关系: $Innov_{ict} = g(A_{ct})f(RD_{it}, H_{it})$ 。其中, $Innov_{ict}$ 表示 t 时期城市 c 内企业 i 的创新产出水平; $f(RD_{it}, H_{it})$ 是企业自身的创新生产方程,这里 RD_{it} 和 H_{it} 分别表示企业 i 的研发和人力资本的投入; $g(A_{ct})$ 则表示城市 c 的城市创新环境情况, A_{ct} 表示城市 c 的在 t 时期的集聚经济效应。

② 下文都将以该年份文明城市测评体系为例进行分析,这与本文实证分析中所使用的政策冲击年份对应。

加安全稳定的社会环境（吴海民等，2015^[10]），城市居民也会具备更加良好的诚信和责任意识（石大干等，2019^[9]），这会提升经济主体间交流时的信任程度，从而促进新知识的产生、传播与积累；另一方面，创建全国文明城市优化了城市营商环境和以知识产权保护为主的各类相关制度（文宏和杜菲菲，2021^[25]），提高了企业将知识转化为经济价值的效率。

第二，城市文明水平的提升有助于扩大企业创新可用的资金规模。因具有长期性和不确定性，企业创新通常面临着不同程度的融资约束问题，并且使用内部资金时，也常会出现资金供应不稳定或调整成本过高等问题（鞠晓生等，2013^[26]）。一方面，创建全国文明城市提高了企业创新获得外部融资的可能性。城市文明环境的改善能够促进金融市场的良态发展，推动多样化的金融机构与金融工具持续产生。同时，企业与金融机构间信息不对称程度降低，也能提高企业获得创新融资的可能性（罗党论和唐清泉，2009^[27]）。例如以与创新创业息息相关的风险投资为例，有研究表明风险投资提升了区域创新绩效，并且地区制度环境具有正向的调节作用（张翀和焦伟伟，2022^[28]）。另一方面，创建全国文明城市帮助企业减少了不必要的支出，降低了交易成本。如全国文明城市测评体系中要求政府“无乱摊派等增加企业负担现象”，这会改善政府廉洁程度，减轻企业负担和寻租动机，进而促进企业创新（Wu等，2020^[29]）。

根据上文分析，提出如下三个待检验的研究假说：

假说 1：创建全国文明城市能够提升城市内的企业创新产出水平。

假说 2：环境规制措施的作用下，创建全国文明城市能够促进城市内的企业进行绿色创新。

假说 3：创建全国文明城市通过优化城市创新环

境提升企业创新产出水平。

三、实证设计

（一）模型设定与变量说明

为检验研究假说，本文设定如公式（1）所示的回归模型进行分析。

$$Patent_{ijct} = \alpha_0 + \alpha_1 wmdd_{ct} + \sum_{r=1}^R \beta_r X_{rit} + \sum_{k=1}^K \gamma_k Z_{kct} + \mu_i + \sigma_t + \theta_j + \varepsilon_{ijct} \quad (1)$$

其中，下标 i 指代某制造业企业； j 表示该企业所在的二位代码产业； c 表示该企业所在的地级市； t 表示年份，取值范围为 2004 年至 2013 年。

因变量为企业创新产出 $Patent_{ijct}$ ，具体参考黎文靖和郑曼妮（2016）^[13]的做法，通过对企业专利申请数量加 1 后取自然对数计算。核心解释变量为获评全国文明城市 $wmdd_{ct}$ ，可分解为处理组虚拟变量 $treat_c$ 与参评时期虚拟变量 $period_t$ 的乘积，即倍差项。 $treat_c$ 取 1 表示企业 i 所在的城市 c 在 2011 年获得全国文明城市称号，否则取 0。考虑到全国文明城市评选周期基本为三年，本文将政策发生时期设定在 2008 年，据此核心解释变量 $wmdd_{ct}$ 取值为 1 时，表示该企业 i 所在城市 c 获得了 2011 年的全国文明城市称号，且样本对应时期为 2008 年至 2013 年，否则为 0。此外，为剔除其他因素的可能干扰，本文参考已有研究控制了一组企业层面的变量 X_{rit} 和城市层面的变量 Z_{kct} 。值得说明的是，本文参考鞠晓生等（2013）^[26]的研究，引入企业运营资本变量对企业内部财务波动的影响进行控制；本文还引入获评国家园林城市等三个虚拟变量对其他同类项目的影响进行控制。本文使用的主要变量的定义和构造方式见表 1。最后， μ_i 表示企业固定效应， σ_t 表示时间固定效应， θ_j 表示产业固定效应， ε_{ijct} 为随机扰动项。

表 1 主要变量定义与构造说明

变量名称	变量符号	变量定义与构造方式
企业创新产出	$Patent$	$\ln(\text{企业年度专利申请总数}+1)$
获评全国文明城市	$wmdd$	企业所在城市为 2011 年全国文明城市且样本年份为 2008 及以后取 1，否则为 0
企业资产规模	$size$	$\ln(\text{资产总计}+1)$
企业人员规模	$femploy$	$\ln(\text{企业就业人数}+1)$
企业年龄	age	样本所在年份-开业成立年份+1，单位：年

续前表

变量名称	变量符号	变量定义与构造方式
企业负债水平	<i>debt</i>	$\ln(\text{负债合计}+1)$
企业资产负债率	<i>Lev</i>	$(\text{负债合计}/\text{资产总计})\times 100\%$
企业运营资本	<i>wcapital</i>	$\ln(\text{流动资产合计}-\text{流动负债合计}+1)$
城市经济发展	<i>gdp</i>	$\ln(\text{地区生产总值})$
城市工资水平	<i>salaryem</i>	$\ln(\text{在岗职工工资总额}/\text{在岗职工平均人数}+1)$
城市产业结构	<i>ind2per</i>	$(\text{第二产业增加值}/\text{地区生产总值})\times 100\%$
城市金融发展	<i>finanstore</i>	$\ln(\text{年末金融机构各项贷款余额}+1)$
城市政府科技支出	<i>sincfisout</i>	$(\text{政府科学经费支出}/\text{地方财政一般预算内支出})\times 100\%$
城市基础设施水平	<i>roadpe</i>	$\ln(\text{年末实有城市道路面积}/\text{年末总人口数}+1)$
获评国家园林城市	<i>yldid</i>	城市曾获得过国家园林城市称号取1, 否则为0
获评国家环境保护模范城市	<i>hbldid</i>	城市曾获得过国家环境保护模范城市称号取1, 否则为0
获评国家卫生城市	<i>wstdid</i>	城市曾获得过国家卫生城市称号取1, 否则为0

(二) 数据来源与处理

本文使用的微观制造业企业数据来源于“中国工业企业数据库”，专利申请数据来源于国家知识产权局的“中国专利数据库”，城市层面的社会经济控制变量数据来源于《中国城市统计年鉴》的市辖区部分。各期全国文明城市、国家园林城市、国家卫生城市和国家环境保护模范城市的获评城市名单数据来自各项目的官方网站，通过手工收集获得。使用上述数据，本文基于如下流程构造了基准回归使用的数据集：

首先，借鉴寇宗来和刘学悦（2020）^[30]的方法，对2004年至2013年的中国工业企业数据与专利申请数据进行逐年匹配，并汇总得到各年份每个工业企业的专利申请数量，进而根据Brandt等（2012）^[31]的方法将各年企业数据匹配为原始企业面板数据。

其次，对原始企业面板数据进行清洗处理。第一，参考Cai和Liu（2009）^[32]的做法，删除了企业就业人数缺失或小于8人或企业资产总计、固定资产净值年平均余额变量数值非正或缺失的样本。因2010年的企业流动负债合计、流动资产合计以及负

债合计数据有较多缺失，为尽可能保持样本的连续性，本文对这三个变量进行了线性插值处理，进而删除了企业流动资产合计、固定资产合计千元或负债合计大于企业资产总计的样本，以及企业流动负债大于企业负债合计的样本。此外，删除了开业成立年份早于1949年的样本。最终保留制造业企业。第二，借鉴郑文平和张冬洋（2016）^[33]的思路对样本进行了政策稳健性处理，即保留了符合以下条件的企业样本：2004年至2013年内存在时期在六年及以上，2008年有数据并且2008年前后有数据的时期在两年以上的样本。

最后，将清洗过的企业面板数据与地级市市辖区社会经济数据进行匹配。全国文明城市对地级市市辖区、县级单位以及直辖市市辖区的测评标准并不完全一致，因此本文删除了四个直辖市内的企业样本。此外，考虑到获得全国文明城市荣誉的城市单位会进入复查程序，不能反复评选，因此删除2005年、2009年和2015年获评城市对应的企业样本。经过上述处理，最终得到本文基准回归使用的政策稳健性样本，主要变量的描述性统计情况见表2。

表2 主要变量描述性统计表

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Patent</i>	395 972	0.129 9	0.510 4	0.000 0	6.823 3
<i>wmdd</i>	395 972	0.186 0	0.389 1	0.000 0	1.000 0

续前表

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>size</i>	395 972	10.345 2	1.432 1	5.262 7	19.426 9
<i>femploy</i>	395 972	5.074 3	1.044 2	2.197 2	11.925 1
<i>age</i>	395 972	10.868 1	8.004 4	0.000 0	65.000 0
<i>debt</i>	395 972	9.202 8	1.762 9	0.693 1	18.822 5
<i>Lev</i>	395 972	41.732 6	23.350 7	0.000 8	100.000 0
<i>wcapital</i>	395 972	8.485 4	1.840 3	-0.693 1	17.855 1
<i>gdp</i>	395 972	17.733 7	1.169 6	13.798 2	21.070 2
<i>salaryem</i>	395 972	10.291 3	0.421 0	7.586 1	11.433 4
<i>ind2per</i>	395 972	50.946 5	9.549 9	8.100 0	91.000 0
<i>finanstore</i>	395 972	17.507 6	1.220 9	12.552 5	21.178 0
<i>sinefisout</i>	395 972	1.672 3	1.288 2	0.002 9	5.784 2
<i>roadpe</i>	395 972	2.378 7	0.438 0	0.018 2	4.694 3
<i>yldid</i>	395 972	0.523 6	0.499 4	0.000 0	1.000 0
<i>hbdid</i>	395 972	0.252 7	0.434 6	0.000 0	1.000 0
<i>wsdid</i>	395 972	0.355 3	0.478 6	0.000 0	1.000 0

四、实证结果

(一) 基准回归结果

表3报告了创建全国文明城市对企业创新产出影响的基准回归结果。其中,列(1)表示仅控制三类固定效应后的回归结果,列(2)至列(4)是依次加入企业层面、城市层面以及同类项目虚拟变量的回归结果。考虑到知识溢出效应会使得城市内企业样本

的随机扰动项产生序列相关关系,本文所有回归分析均使用聚类到城市层面的稳健标准误。可以发现,随着控制变量的加入,倍差项获评全国文明城市 *wmdd* 的系数大小整体呈现下降趋势,但始终显著为正。列(4)结果显示,在控制其他条件不变的情况下,获评全国文明城市使得城市内制造业企业创新产出平均提升了约3.88%。

表3 获评全国文明城市对企业创新产出的回归结果

解释变量	因变量: 企业创新产出			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>wmdd</i>	0.050 9*** (0.018 0)	0.057 8*** (0.018 3)	0.033 5** (0.013 4)	0.038 8*** (0.013 1)
企业层面控制变量	否	是	是	是
城市层面控制变量	否	否	是	是
同类项目控制变量	否	否	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
产业固定效应	是	是	是	是

续前表

解释变量	因变量：企业创新产出			
	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	0.120 4*** (0.003 4)	-0.320 8*** (0.067 9)	0.570 3 (0.550 5)	0.582 9 (0.540 4)
样本量	395 972	395 972	395 972	395 972
R ²	0.523 6	0.525 3	0.526 1	0.526 2

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误；***、**、*分别表示回归系数在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

(二) 平行趋势检验

借鉴事件史(event-study)研究的思路,本文以2007年为基期,将公式(1)中核心解释变量 $wmdd$ 替换为一组年份虚拟变量 T_t 与处理组虚拟变量 $treat_c$ 的交乘项,构建回归模型进行平行趋势检验,如公式(2)所示^①:

$$\begin{aligned}
 Patent_{ijct} = & \alpha_0 + \sum_{t=2004}^{2013} \pi_t treat_c T_t + \sum_{r=1}^R \beta_r X_{rit} \\
 & + \sum_{k=1}^K \gamma_k Z_{kct} + \mu_i + \sigma_t + \theta_j + \varepsilon_{ijct} \quad (2)
 \end{aligned}$$

使用与基准回归模型同样的设定方法回归得到 π_t 估计值后,绘制如图1所示的平行趋势检验图。可以发现,政策发生前各年份对应的回归系数均不显著,表明创建全国文明城市前处理组与对照组的企业创新产出发展趋势不存在显著差别,符合平行趋势假定。同时,政策发生期当年及以后年份对应的回归系数均显著为正且逐步增加,说明获评全国文明城市的创新促进效应会在一定时期内得到维持。

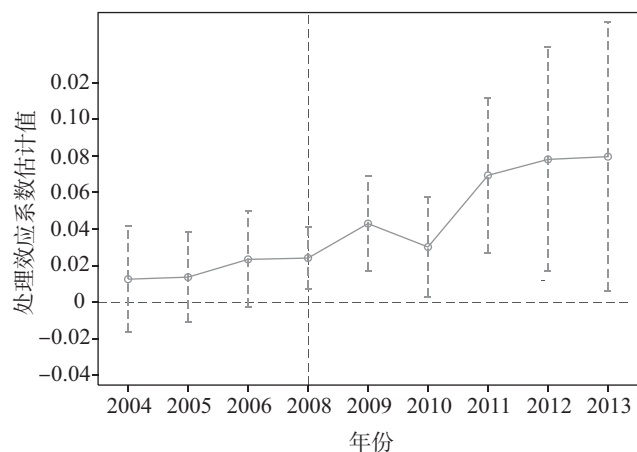


图1 平行趋势检验图

① $\sum_{t=2004}^{2013} \pi_t treat_c T_t$ 中, t 不包括 2007 年。

② 受篇幅所限,稳健性检验未在正文中列示,感兴趣的读者可联系作者索取。

(三) 内生性讨论

在本文实证研究设计下,存在严重内生性问题的可能性较小。第一,本文评估的是宏观政策对微观企业的影响,这会大大缓解政策评估时的双向因果问题。第二,如果企业可以预见某些城市会获评全国文明城市并且据此判断主动迁入这些城市,或者企业可以对其所在城市获评全国文明城市提供决定性帮助时,则会产生由样本自选择偏差引起的内生性问题。针对前者,企业能够事先判断出哪些城市会获评的难度较大,并且制造业企业仅因为全国文明城市评选就愿意承担高额成本进行搬迁的可能性很小。针对后者,确实存在企业帮助城市政府参评同类型项目的例子(Li, 2018^[34])。然而,全国文明城市测评内容涵盖范围很广,需要微观企业参与甚至负责的创建工作仅是一部分,因此本文认为单个企业能够决定城市是否获评全国文明城市的概率同样很小。

此外,本文的实证分析还通过了前置处理年份、随机生成处理组两种安慰剂检验,使用其他样本回归以及基于PSM-DID模型回归等其他稳健性检验^②。综上,本文基准回归结果显示,获评全国文明城市显著促进了城市内制造业企业的创新产出,假说1得到验证。

五、政策影响机制分析

本部分首先考察获评全国文明城市对企业发明创新和非发明创新是否具有差异性影响,进而检验环境规制措施和城市创新环境优化两个影响机制的作用。

(一) 对企业发明与非发明创新产出的影响

黎文靖和郑曼妮(2016)^[13]研究发现,中国选择性产业政策会促使部分企业为“寻扶持”更多地进

行以非发明型为主的策略性创新，而减少以发明型为主的实质性创新。本文认为由于政策影响机制的不同，创建全国文明城市对各类型的企业创新产出均会有正向影响。为检验这一判断，本文按照与企业创新产出变量同样的方式，构造出企业发明创新产出和企业非发明创新产出作为新的因变量，重新对公式（1）的基准模型进行回归，结果见表4。表4列（2）与列（3）的结果显示，获评全国文明城市对企业发明创新产出和企业非发明创新产出均有显著的正向影响。这与选择性产业政策和创新补贴政策的作用具有差异性，其原因可能在于两者影响机制的不同：首先，创建全国文明城市过程中，城市政府缺乏动机直接干预企业创新，企业也就没有为迎合政府参评而更多进行策略性创新的必要；其次，面对环境规制措施的压力，企业可以通过改造当前工艺流程或研发新技术两种创新途径来实现污染减排目的，因此相应实用新型和发明专利申请的需求都会增加；最后，在更好的城市创新环境中，只要有利于自身竞争力的提升，企业就会愿意开展任何形式的创新。下文将沿用这种划分思路，对环境规制措施和城市创新环境优化两个具体影响机制进行实证检验分析。

表4 获评全国文明城市对企业发明与非发明创新产出影响的估计结果

变量	企业创新产出	企业发明创新产出	企业非发明创新产出
	(1)	(2)	(3)
<i>wmdd</i>	0.038 8*** (0.013 1)	0.024 8*** (0.007 3)	0.029 0*** (0.011 1)
所有控制变量	是	是	是
企业、年份与产业固定效应	是	是	是
常数项	0.582 9 (0.540 4)	0.038 9 (0.309 9)	0.581 8 (0.474 4)
样本量	395 972	395 972	395 972
R^2	0.526 2	0.479 9	0.498 9

（二）政策影响机制分析

本节先分析获评全国文明城市是否对企业绿色创新具有影响，以检验环境规制措施的作用；进而利用科技服务业新企业集聚和金融业新企业集聚作为代理

变量，检验城市创新环境优化的作用。

1. 环境规制措施机制分析。

已有研究使用城市综合污染指数或企业污染排放强度变化等指标，实证发现创建全国文明城市显著抑制了城市总体或微观企业的污染排放（石大千等，2019^[9]；谌仁俊等，2021^[4]）。然而这并不能直接说明该减排效果是通过创新实现的。为此，本文直接使用企业绿色专利申请数量构建因变量进行分析。具体而言，根据世界知识产权组织（World Intellectual Property Organization, WIPO）提供的绿色专利分类标准，基于专利的主分类号信息^①识别得到中国专利数据库中的绿色专利，并保留其中的发明和实用新型专利。进而，参考上文中企业创新产出变量的构造流程，得到企业绿色创新产出变量作为新的因变量进行回归分析，结果见表5列（1）。为保证分析的稳健性，本文还基于专利的所有分类号信息进行了匹配，对企业绿色创新产出变量重新赋值，结果见列（2）。从表5结果可以看出，获评全国文明城市对企业绿色创新产出具有显著的正向影响，这为创建全国文明城市过程中环境规制措施具有的创新促进作用提供了证据。由此假说2得到验证。

表5 环境规制措施机制分析结果

解释变量	因变量：企业绿色创新产出	
	(1)	(2)
<i>wmdd</i>	0.004 6** (0.002 1)	0.005 4** (0.002 5)
所有控制变量	是	是
企业、年份和产业固定效应	是	是
常数项	-0.064 8 (0.070 8)	-0.049 4 (0.083 5)
样本量	320 611	320 611
R^2	0.430 9	0.443 9

注：列（1）为基于专利主分类号匹配绿色专利的回归结果，列（2）是基于所有专利分类号匹配绿色专利的回归结果。

2. 城市创新环境优化机制分析。

本文使用科学研究和技术服务业（以下简称“科技服务业”）和金融业两个产业门类的新企业集聚水平度量城市创新环境优化水平。首先从“爱企

① 同一专利可能具有若干个分类号，将最能够代表专利技术主题的放在第一位，称为主分类号。

查”网站^①整理得到2004年至2013年地级市层面的所有产业、科技服务业和金融业新注册企业数量数据，进而通过计算科技服务业和金融业分别占有产业新企业注册数量的百分比，得到科技服务业新企业集聚和金融业新企业集聚两个机制变量。

新企业往往基于利润最大化进行选址，当某些地区出现新的利润空间时，新企业就更可能向该地区集聚（Rosenthal和Strange，2003^[35]）。一方面，使用科技服务业新企业集聚对应集聚经济作用效率。根据《国民经济行业分类（GB/T 4754—2017）》，科技服务业具体包括研究和试验发展、专业技术服务业、科技推广和应用服务业三个大类产业。这说明，科技服务业能够帮助制造业企业更好地开展创新活动。如果创建全国文明城市使得城市创新环境得到切实优化，集聚经济作用效率的提升会引发企业创新需求的迅速增长，同时在更加透明高效的市场环境和合理可靠的制度环境中，企业通过市场途径进行研究与试验、新产品推广等创新活动的动机会更强。另一方面，使用金融业新企业集聚度量企业可能得到的创新融资规模。企业创新活动的增长催生了更多的外部融资需

求，同时创建全国文明城市改善了金融市场环境，缓解了金融机构与企业间的信息不对称问题与企业创新的风险，因此金融机构为企业创新活动提供资金支持的意愿也会相应增加。

本文借鉴Acemoglu等（2003）^[36]的思路，利用中介效应方法进行机制分析。表6列（1）是倍差项 *wmdd* 分别对两个机制变量的回归结果，可以发现获评全国文明城市对科技服务业新企业集聚和金融业新企业集聚都有显著的促进作用。在列（2）基础上分别加入科技服务业新企业集聚（面板A）和金融业新企业集聚（面板B）两个机制变量后得到列（3）结果。可以发现，获评全国文明城市 *wmdd* 的回归系数仍然显著为正，但其显著性和系数大小明显下降，同时两个机制变量的回归系数在列（3）中均显著为正。由此可以判断科技服务业新企业集聚和金融业新企业集聚是获评全国文明城市影响企业创新产出的两个主要渠道。同理，列（4）至列（7）的结果显示，这一结论同样适用于企业发明创新产出和企业非发明创新产出。由此，创建全国文明城市通过对城市创新环境的优化促进了企业创新，假说3得到验证。

表6 城市创新环境优化机制的分析结果

变量	机制变量	企业创新产出		企业发明创新产出		企业非发明创新产出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
面板A：科技服务业新企业集聚作为机制变量							
<i>wmdd</i>	0.494 2*** (0.156 3)	0.039 2*** (0.013 1)	0.028 5** (0.012 1)	0.024 9*** (0.007 3)	0.018 9*** (0.006 8)	0.029 4*** (0.011 1)	0.021 5** (0.010 5)
科技服务业 新企业集聚			0.021 6*** (0.005 3)		0.012 1*** (0.002 7)		0.016*** (0.004 3)
面板B：金融业新企业集聚作为机制变量							
<i>wmdd</i>	0.290 0*** (0.101 1)	0.039 2*** (0.013 1)	0.037 1*** (0.013 1)	0.024 9*** (0.007 3)	0.023 7*** (0.007 3)	0.029 4*** (0.011 1)	0.027 9** (0.011 1)
金融业 新企业集聚			0.007 1*** (0.002 1)		0.003 9*** (0.001 1)		0.005 0*** (0.001 7)

注：列（1）表示机制变量对获评全国文明城市的回归结果，面板A和面板B中的机制变量分别对应科技服务业新企业集聚和金融业新企业集聚；因匹配机制变量，回归分析样本量变为395 454个；列（2）、列（4）和列（6）是不加入机制变量的基准回归结果，列（3）、列（5）和列（7）则是对应加入机制变量后的回归结果；其他回归设定均与基准回归一致。

六、异质性分析

本节从企业融资约束、企业政府隶属关系两个企

业特征维度以及产业技术水平、产业污染水平两种产业特征维度，使用基于分类变量生成的虚拟变量与倍差项的交乘项代替原倍差项的方式，分析创建全国文

① 网址为 <https://aiqicha.baidu.com/advancesearch>，收集日期为2021年10月7日。

明城市对企业创新产出的异质性影响。

(一) 企业层面的异质性

企业创新活动面临着较高的外部融资成本（鞠晓生等，2013^[26]）。那么，在不同强度的初始融资约束下，企业创新受到的影响是否会有所差异呢？为此，本文构建了 Hadlock 和 Pierce（2010）^[37] 提出的 SA 指数^①，并将该指数大小在 1/2 分位数以下的样本划分为融资约束较重的企业，其他为融资约束较轻的企业。表 7 面板 A 的回归结果显示，获评全国文明城市仅对融资约束较重的企业有着显著的创新促进作用，对融资约束较轻企业的影响则并不显著。可能的原因是，对初始融资约束较重企业而言，创建全国文明城市有效地增加了它们可以获得的创新融资规模，而初始融资约束较轻企业的创新本就不受资金问题困扰，因此创建全国文明城市对其的影响并不明显。

Li（2018）^[34] 发现创建国家卫生城市过程中，城市内私有部门企业主要受到环境规制措施的影响，地方同级国有企业则会被要求承担一定的卫生治理责任，而部分隶属于中央的大型国有企业会被邀请一起参与决策，并利用自身资源帮助城市推进卫生治理工作。那么，获评全国文明城市是否也会对具有不同政府隶属关系企业的创新产出产生异质性影响呢？为此，本文将样本分为了无隶属关系，隶属于上级单位以及隶属于本级或下级行政单位三类^②。表 7 面板 B 的回归结果显示，获评全国文明城市对各类隶属关系企业的创新产出都有着显著的正向促进作用。同时，相较于无隶属关系的企业，有政府隶属关系的企业受到的创新促进作用更大，且隶属于上级行政单位的企业受到的促进作用最强。可能的原因是，相较于无政府隶属关系的企业，有隶属关系的企业可能会获得更多的政府资源支持；城市政府会要求隶属于本市的企业承担一定的参评任务，因此在短时间内这类企业会花费一定资源，其创新也会受到一定制约；而城市政府无权对具有更高隶属关系的企业提出类似要求，同时这类企业自身资源更加丰富，因此它们受到的创新促进作用最强。

(二) 产业层面的异质性

本小节考察产业技术水平与产业污染水平的异质

性影响。企业自身创新投入产出的技术特征以及对集聚经济外部性的吸收能力是有差异的（Audretsch 和 Feldman，2004^[38]）。创建全国文明城市对于不同性质产业内企业创新产出也可能存在显著的异质性影响。同时，文明城市测评体系中有专门针对工业企业污染防治的要求，受此激励的城市政府很可能对污染排放程度高的企业进行有针对性的整顿治理。因此，部分高污染企业可能会在一定时期内面临着更高的污染治理成本。

为考察产业技术水平异质性，本文将李兵等（2016）^[39] 研究中规定的技术水平为“低”“中低”的产业合并为技术水平较低产业，将技术水平“高”和“中高”的产业合并为技术水平较高产业。表 7 面板 C 的回归结果显示，获评全国文明城市对技术水平较低产业内的企业创新产出不具有显著影响，对技术水平较高产业内的企业创新产出具有显著的正向影响，并且其发明创新受到的促进作用更高。技术水平较高产业内企业具有更高的创新需求，面临着更强的行业内竞争环境，创建全国文明城市缓解了这类企业的创新压力，并提供更加公平高效的创新环境，进而显著促进了它们的创新产出。在技术水平较低的产业内，企业的生产技术、所在的产业状况都相对稳定，因此创新需求以及竞争压力均较小，通过专利申请来保护知识产权，形成自身竞争优势的动机就较弱，因此对创建全国文明城市的反应并不敏感。

为考察污染水平异质性，本文根据 2010 年发布的《第一次全国污染源普查公报》，选取化学需氧量、氮排放量、挥发酚排放量^③等 8 种污染物排放量最多的 18 类大类产业作为污染水平较高产业，其余则为污染水平较低产业，相应回归结果见表 7 面板 D。可以发现，污染水平较低产业内的企业创新产出受到了显著的正向促进作用，而获评全国文明城市仅对污染水平较高产业内的企业发明创新产出具有显著的正向影响。这说明，创建全国文明城市过程中，污染水平较高的企业面临着更大的污染治理成本，同时它们可能会将有限的资源投入到发明专利上，并努力通过技术创新途径解决企业污染问题。

① SA 指数的计算方式为： $-0.737 \times \text{企业规模} + 0.043 \times \text{企业规模}^2 - 0.04 \times \text{企业年龄}$ 。SA 指数具有外生性的优势，它仅代表企业样本之间融资约束相对强弱的分布情况。

② 这里“上级”指中央或省级行政单位，“本级”指的是地级市行政单位。

③ 具体为化学需氧量、氨氮排放量、挥发酚排放量、二氧化硫排放量、粉尘排放量、氮氧化物排放量、烟尘排放量和非金属矿物制品业 8 种污染物排放指标。

表7 异质性分析结果

变量	企业创新产出	企业发明创新产出	企业非发明创新产出
	(1)	(2)	(3)
面板 A: 企业融资约束异质性			
融资约束较重 $\times wmd$	0.070 6*** (0.016 8)	0.042 0*** (0.009 2)	0.053 1*** (0.014 3)
融资约束较轻 $\times wmd$	-0.012 5 (0.008 4)	-0.003 1 (0.005 0)	-0.009 9 (0.006 8)
面板 B: 企业隶属关系异质性			
无隶属关系 $\times wmd$	0.033 8** (0.013 7)	0.018 8** (0.007 8)	0.026 3** (0.011 5)
隶属上级单位 $\times wmd$	0.226 1*** (0.073 4)	0.219 3*** (0.065 9)	0.152 9*** (0.042 8)
隶属本级或下级单位 $\times wmd$	0.046 8*** (0.014 7)	0.037 1*** (0.008 2)	0.030 8** (0.013 0)
面板 C: 产业技术水平异质性			
技术水平较低产业 $\times wmd$	-0.010 0 (0.011 9)	-0.010 9* (0.006 5)	-0.003 1 (0.010 3)
技术水平较高产业 $\times wmd$	0.109 9*** (0.018 0)	0.076 6*** (0.009 4)	0.075 9*** (0.015 1)
面板 D: 产业污染水平异质性			
污染水平较低产业 $\times wmd$	0.071 0*** (0.018 5)	0.041 1*** (0.009 7)	0.060 6*** (0.016 1)
污染水平较高产业 $\times wmd$	0.021 9* (0.011 2)	0.016 2** (0.006 4)	0.012 5 (0.009 3)

注：本表中的异质性分析均使用基于分类变量生成的虚拟变量与倍差项的交乘项代替原倍差项的方式进行，因篇幅限制，只汇报各交乘项回归系数情况；其他回归设定均与基准回归一致。

七、结论与启示

提升中国微观企业的创新产出能力是落实创新驱动

发展战略的关键与基础。以全国文明城市为代表的国家级城市评比项目内嵌于中国“中央-地方”治理体系中，是激励地方政府强化非经济领域治理工作的重要工具之一（易成栋等，2022^[19]）。本文基于双重差分模型，利用中国制造业企业微观数据和专利申请数据，实证分析了创建全国文明城市对企业创新产出的影响，本文的研究结论主要包括：创建全国文明城市对地级市内的制造业企业创新产出具有显著的正向促进作用；企业发明创新产出和企业非发明创新产出均受到了显著的促进作用；环境规制措施和城市创新环境优化是创建全国文明城市促进企业创新产出的两个主要渠道。最后，创建全国文明城市对融资约束较重、有政府隶属关系、技术水平较高产业以及污染水平较低产业的企业创新产出具有更强的促进作用。

总而言之，创建全国文明城市能够在一定程度上提升城市内的企业创新产出水平。本文的发现不仅是已有研究的延续与拓展，而且还具有一定的启发作用。从创新促进政策方面看，本文的研究结论表明，提升企业创新产出能力，不一定只能依靠创新补贴政策或产业扶持政策，也可以通过优化特定空间内的既有创新环境来实现。从全国文明城市等项目的角度来看，它们的作用不限于测评体系涉及的范围，本文的结论就说明创建全国文明城市在提升城市文明水平的同时，也为企业提供了更好的城市创新环境。因此，本文认为要充分利用全国文明城市为代表的国家级城市评比项目，努力维持其既有作用，同时不断规范地方政府的参评行为，尽可能降低其负面影响。

参考文献

[1] 洪银兴. 论创新驱动经济发展战略 [J]. 经济学家, 2013 (1): 5-11.

[2] Xu, C. The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development [J]. Journal of Economic Literature, 2011, 49 (4): 1076-1151.

[3] 刘思宇. “评比表彰”的激励逻辑——基于创建全国文明城市的考察 [J]. 中国行政管理, 2019 (2): 72-78.

[4] 谌仁俊, 杨杰, 戴成燕, 等. 荣誉的力量: 授予全国文明城市称号能否激励地方强化企业减排? [J]. 产业经济研究, 2021 (2): 71-84.

[5] Zhang C, Liu Q, Ge G, et al. The Impact of Government Intervention on Corporate Environmental Performance: Evidence from China's National Civilized City Award [J]. Finance Research Letters, 2021, 39: 101624.

[6] 吴敏, 黄玖立. 政府间的竞赛治理是否有效: 文明城市评比与城市卫生 [J]. 世界经济, 2022, 45 (3): 212-232.

[7] 黄少安, 周志鹏. 非经济领域锦标赛与经济增长——基于“五连冠”全国文明城市的分析 [J]. 财经问题研究, 2020 (7): 3-13.

[8] 姚鹏, 张泽邦, 孙久文, 等. 城市品牌促进了城市发展吗? ——基于“全国文明城市”的准自然实验研究 [J]. 财经研究, 2021 (1): 32-46.

[9] 石大千, 胡可, 陈佳. 城市文明是否推动了企业高质量发展? ——基于环境规制与交易成本视角 [J]. 产业经济研究, 2019 (6): 27-38.

[10] 吴海民, 吴淑娟, 陈辉. 城市文明、交易成本与企业“第四利润源”——基于全国文明城市与民营上市公司核匹配倍差法的证据 [J]. 中国工业经济, 2015 (7): 114-129.

- [11] Chai K C, Xie D C, Yeh C P, et al. Chinese National Civilized City and Corporate Social Responsibility: Will Civilized City Promote Corporate Social Responsibility? [J]. Applied Economics Letters, 2022, 29 (7): 593-596.
- [12] 张杰, 陈志远, 杨连星, 等. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据 [J]. 经济研究, 2015 (10): 4-17, 33.
- [13] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响 [J]. 经济研究, 2016 (4): 60-73.
- [14] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新 [J]. 中国工业经济, 2018 (9): 98-116.
- [15] 刘思明, 侯鹏, 赵彦云. 知识产权保护与中国工业创新能力——来自省级大中型工业企业面板数据的实证研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015 (3): 40-57.
- [16] 夏后学, 谭清美, 白俊红. 营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国民营企业营商环境调查的经验证据 [J]. 经济研究, 2019 (4): 84-98.
- [17] Wang J. The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities [J]. Journal of Development Economics, 2013, 101: 133-147.
- [18] Kong Q, Li R, Peng D, Wong Z. High-technology Development Zones and Innovation in Knowledge-intensive Service Firms: Evidence from Chinese A-share Listed Firms [J]. International Review of Financial Analysis, 2021, 78: 101883.
- [19] 易成栋, 毕添宇, 黄志基, 等. 国家城市光荣榜时空演化特征及其影响因素——基于多城联创视角的研究 [J]. 华东师范大学学报 (哲学社会科学版), 2022 (1): 155-171, 176.
- [20] Carlino G, Kerr W R. Agglomeration and Innovation [M]//Duranton G, Henderson V, Strange W. Handbook of Regional and Urban Economics (Volume 5). North Holland: Elsevier, 2015: 349-404.
- [21] 王国印, 王劲. 波特假说、环境规制与企业技术创新——对中西部地区的比较分析 [J]. 中国软科学, 2011 (1): 100-112.
- [22] Jiang Z, Wang Z, Li Z. The Effect of Mandatory Environmental Regulation on Innovation Performance: Evidence from China [J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 203: 482-491.
- [23] Helsley R W, Strange W C. Innovation and Input Sharing [J]. Journal of Urban Economics, 2002, 51 (1): 25-45.
- [24] Berliant M, Reed III R R, Wang P. Knowledge Exchange, Matching, and Agglomeration [J]. Journal of Urban Economics, 2006, 60 (1): 69-95.
- [25] 文宏, 杜菲菲. 借势赋能: “常规”嵌入“运动”的一个解释性框架——基于A市“创文”与营商环境优化工作的考察 [J]. 中国行政管理, 2021 (3): 100-106.
- [26] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性 [J]. 经济研究, 2013 (1): 4-16.
- [27] 罗党论, 唐清泉. 中国民营上市公司制度环境与绩效问题研究 [J]. 经济研究, 2009 (2): 106-118.
- [28] 张翀, 焦伟伟. 风险投资、地区制度环境与区域创新绩效 [J]. 财经问题研究, 2022 (4): 75-82.
- [29] Wu J, Chen Z, Guo C. How Does Anti-corruption Affect Green Innovation? Evidence from China [J]. Economic Analysis and Policy, 2022, 73: 405-424.
- [30] 寇宗来, 刘学悦. 中国企业的专利行为: 特征事实以及来自创新政策的影响 [J]. 经济研究, 2020 (3): 83-99.
- [31] Brandt L, Van B J, Zhang Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 339-351.
- [32] Cai H, Liu Q. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms [J]. The Economic Journal, 2009, 119 (537): 764-795.
- [33] 郑文平, 张冬洋. 全国文明城市与企业绩效——基于倾向性匹配倍差法的微观证据 [J]. 产业经济研究, 2016 (5): 37-46.
- [34] Li B. Top-down Place-based Competition and Award: Local Government Incentives for non-GDP Improvement in China [J]. Journal of Chinese Governance, 2018, 3 (4): 397-418.
- [35] Rosenthal S S, Strange W C. Geography, Industrial Organization, and Agglomeration [J]. Review of Economics and Statistics, 2003, 85 (4): 377-393.
- [36] Acemoglu D, Johnson S, Robinson J, Thaicharoen Y. Institutional Causes, Macroeconomic Symptoms: Volatility, Crises and Growth [J]. Journal of Monetary Economics, 2003, 50 (1): 49-123.
- [37] Hadlock C J, Pierce J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index [J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23 (5): 1909-1940.
- [38] Audretsch D B, Feldman M P. Knowledge Spillovers and the Geography of Innovation [M]//Henderson J V, Thisse J F. Handbook of Regional and Urban Economics (Volume 5). North Holland: Elsevier, 2004: 2713-2739.
- [39] 李兵, 岳云嵩, 陈婷. 出口与企业自主技术创新: 来自企业专利数据的经验研究 [J]. 世界经济, 2016 (12): 72-94.

(责任编辑: 李 晟 张安平)